



TUGAS AKHIR - SS141501

**ANALISIS HUBUNGAN DAN PEMODELAN LUAS
PANEN PADI DENGAN INDIKATOR *EL-NINO*
SOUTHERN OSCILLATION (ENSO) DI KABUPATEN
BOJONEGORO MELALUI PENDEKATAN *COPULA*
DAN REGRESI *ROBUST M-ESTIMATION***

Jauhara Rana Budiani
NRP 1313 105 020

Dosen Pembimbing I
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

Dosen Pembimbing II
Dr. Purhadi, M.Sc

Program Studi S1 Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2015



TUGAS AKHIR - SS141501

**ANALISIS HUBUNGAN DAN PEMODELAN LUAS
PANEN PADI DENGAN INDIKATOR *EL-NINO*
SOUTHERN OSCILLATION (ENSO) DI KABUPATEN
BOJONEGORO MELALUI PENDEKATAN *COPULA*
DAN REGRESI *ROBUST M-ESTIMATION***

Jauhara Rana Budiani
NRP 1313 105 020

Dosen Pembimbing I
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

Dosen Pembimbing II
Dr. Purhadi, M.Sc

Program Studi S1 Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2015



FINAL PROJECT - SS141501

**ANALYSIS CORRELATION AND MODELLING RICE
HARVESTED AREA WITH *EL-NINO SOUTHERN
OSCILLATION (ENSO)* INDICATOR IN BOJONEGORO
REGENCY USING COPULA AND *ROBUST
M-ESTIMATION***

Jauhara Rana Budiani
NRP 1313 105 020

Supervisor I
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

Supervisor II
Dr. Purhadi, M.Sc

Undergraduate Programme of Statistics
Faculty of Mathematics and Natural Sciences
Sepuluh Nopember Institute of Technology
Surabaya 2015



FINAL PROJECT - SS141501

**ANALYSIS CORRELATION AND MODELLING RICE
HARVESTED AREA WITH *EL-NINO SOUTHERN
OSCILLATION (ENSO)* INDICATOR IN BOJONEGORO
REGENCY USING COPULA AND *ROBUST
M-ESTIMATION***

Jauhara Rana Budiani
NRP 1313 105 020

Supervisor I
Dr. Sutikno, S.Si, M.Si

Supervisor II
Dr. Purhadi, M.Sc

Undergraduate Programme of Statistics
Faculty of Mathematics and Natural Sciences
Sepuluh Nopember Institute of Technology
Surabaya 2015

LEMBAR PENGESAHAN

ANALISIS HUBUNGAN DAN PEMODELAN LUAS PANEN PADI DENGAN INDIKATOR *EL-NINO* *SOUTHERN OSCILLATION (ENSO)* DI KABUPATEN BOJONEGORO MELALUI PENDEKATAN *COPULA* DAN REGRESI *ROBUST M-ESTIMATION*

TUGAS AKHIR

**Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Sains
pada**

**Program Studi S-1 Jurusan Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember**

Oleh :

**JAUHARA RANA BUDIANI
NRP 1313 105 020**

Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir

1. **Dr. Sutikno, S.Si, M.Si**
NIP 19710313 199702 1 001
2. **Dr. Purnadi, M.Sc**
NIP 19620204 198701 1 001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Statistika FMIPA-ITS

Dr. Muhammad Mashuri, M.T
NIP 19620408 198701 1 001

STATISTIKA

**ANALISIS HUBUNGAN DAN PEMODELAN LUAS
PANEN PADI DENGAN INDIKATOR *ENSO* DI
KABUPATEN BOJONEGORO MELALUI PENDEKATAN
COPULA DAN REGRESI *ROBUST M-ESTIMATION***

| | |
|---------------------|---------------------------|
| Nama Mahasiswa | : Jauhara Rana Budiani |
| NRP | : 1313 105 020 |
| Jurusan | : Statistika FMIPA ITS |
| Dosen Pembimbing I | : Dr. Sutikno, S.Si, M.Si |
| Dosen Pembimbing II | : Dr. Purhadi, M.Sc |

Abstrak

Bojonegoro merupakan salah satu daerah lumbung padi di Indonesia. Perairan sawah padi di Bojonegoro masih bergantung pada ketersediaan air hujan. Jika curah hujan tinggi akan berakibat banjir, sedangkan pada musim kemarau akan mengalami kekeringan. Upaya untuk meminimalkan kerugian akibat banjir atau kekeringan adalah dengan mengetahui karakteristik hubungan serta pemodelan produksi padi dengan faktor iklim yaitu El-Nino Southern Oscillation (ENSO). Data luas panen padi dan indikator ENSO memiliki nilai yang ekstrim sehingga asumsi kenormalan seringkali terlanggar. Penelitian ini menggunakan pendekatan Copula untuk mengidentifikasi hubungan antar variabel, karena tidak terlalu ketat dalam asumsi distribusi variabel. Pemodelan yang digunakan untuk mengatasi data ekstrim atau outlier adalah regresi robust M-estimation. Hasil penelitian menunjukkan bahwa dependensi antara luas panen padi dan indikator ENSO 3.4 sebagian besar mengikuti Copula Clayton yang memiliki tail dependensi di bawah, artinya kejadian ekstrim SST Nino 3.4 bernilai rendah dan luas panen padi di Bojonegoro yang diperoleh akan semakin kecil maka hubungannya semakin erat, terutama pada periode 3. Pada pemodelan dengan regresi Robust M-Estimation menunjukkan nilai koefisien determinasi yang masih kecil yaitu pada periode 1 sebesar 33,94%, periode 2 sebesar 16,63%, dan periode 3 sebesar 16,72%.

Kata kunci : ENSO, Copula, Robust M-Estimation, luas panen padi

**ANALYSIS CORRELATION AND MODELLING RICE
HARVESTED AREA WITH *EL-NINO SOUTHERN
OSCILLATION (ENSO)* INDICATOR IN BOJONEGORO
REGENCY USING COPULA AND ROBUST
M-ESTIMATION**

| | |
|---------------|---------------------------|
| Name | : Jauhara Rana Budiani |
| NRP | : 1313 105 020 |
| Major | : Statistika FMIPA ITS |
| Supervisor I | : Dr. Sutikno, S.Si, M.Si |
| Supervisor II | : Dr. Puhadi, M.Sc |

Abstrac

Bojonegoro is one of the largest rice production in Indonesia. Aquatic rice fields in Bojonegoro is still dependent on the availability of rainwater. If heavy rainfall will cause flooding, while in the dry season will suffer drought. Efforts to minimize losses due to flood or drought is to determine the characteristics of the relationship and rice production modeling with climate factors that El-Nino Southern Oscillation (ENSO). Rice harvested area of data and indicators of ENSO has an extreme value that normality assumption is often violated. This study using the Copula approach to identify relationships between variables, because it is not too tight in the variable distribution assumptions. Modeling is used to treat extreme data or outlier is robust regression M-estimation. The results showed that the relationship between the rice harvested area and ENSO indicators Nino 3.4 region largely followed the Clayton Copula tail that has a dependency on the bottom, meaning that extreme events Nino 3.4 SST low value and the rice harvested area in Bojonegoro obtained will be smaller then do more closely, especially on subground 3. On Robust regression modeling with M-Estimation shows the coefficient of determination that a child is at oubground 1 i s 32.68%, subground 2 i s 19.82%, and subground 3 adalah14,18%.

Key Word : ENSO, Copula, Robust M-Estimation, rice haversted area

KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran Allah SWT yang telah memberikan rahmat dan hidayah-Nya, serta shalawat dan salam kepada Raulullah Muhammad SAW sebagai suri tauladan sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul **“ANALISIS HUBUNGAN DAN PEMODELAN LUAS PANEN PADI DENGAN INDIKATOR *EL-NINO SOUTHERN OSCILLATION (ENSO)* DI KABUPATEN BOJONEGORO MELALUI PENDEKATAN *COPULA* DAN REGRESI *ROBUST M-ESTIMATION*”**.

Tersusunnya Tugas Akhir ini tidak terlepas dari bantuan berbagai pihak. Untuk itu penulis ingin menyampaikan terimakasih kepada:

1. Bapak Dr. Sutikno, M.Si dan Dr. Purhadi, M.Sc selaku dosen pembimbing serta Bapak Dr. Bambang W. Otok, M.Si dan Ibu Shofi Andari, S.Si, M.Si. selaku dosen penguji untuk segala ilmu, kesabaran, motivasi, saran dan kritik kepada penulis demi kebaikan Tugas Akhir.
2. Bapak Dr. Muhammad Mashuri, MT selaku ketua jurusan Statistika yang telah memberikan kesempatan bagi saya untuk belajar di Jurusan Statistika ITS.
3. Bapak Dr. Drs. I Nyoman Latra M.S. selaku dosen wali dan seluruh dosen serta karyawan jurusan Statistika ITS yang telah memberi ilmu, pelajaran, dan pengalaman.
4. Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur atas bantuannya untuk memperoleh data Tugas Akhir ini.
5. Ayah dan Ibu, segala kesabaran, pengorbanan dan kasih sayang yang tak terbalaskan untuk penulis.
6. Mas Rudin, Afi, Fadhil, Mbak Dian, untuk segala keceriaan dan canda tawa bersama di rumah.
7. Kartika dan Rizka Amalia segala bantuannya dalam penulisan tugas akhir ini.
8. Seluruh keluarga Statistika khususnya Sigma 21 dan S1 kelas Lintas Jalur 2013 segala perjuangan, serta semangat yang tak akan berhenti.

9. Tim ABASTA, yang telah membuat saya berolahraga setiap minggu.
10. Keluarga kos GMC17 (Kak Nisa, Kak Indah, Kak Awal, Kak Wati, Mbak Safir, Mbak Lobita, Kak Feni, Mbak Ais, Kikik dan Mbak Neni), keluarga kedua yang telah menghadirkan keceriaan.
11. Dan semua pihak terkait yang tidak dapat saya sebutkan satu persatu terimakasih banyak.

Penulis berharap laporan Tugas Akhir ini dapat memberikan manfaat bagi masyarakat dan ilmu pengetahuan. Penulis juga mengharapkan saran dan kritik yang membangun untuk perbaikan di masa yang akan datang.

Surabaya, Juli 2015

Penulis

DAFTAR ISI

| | Halaman |
|---|---------|
| HALAMAN JUDUL | ii |
| LEMBAR PENGESAHAN | iii |
| ABSTRAK | iv |
| ABSTRACT | v |
| KATA PENGANTAR | vi |
| DAFTAR ISI | viii |
| DAFTAR GAMBAR | x |
| DAFTAR TABEL | xi |
| DAFTAR LAMPIRAN | xii |
| BAB I PENDAHULUAN | 1 |
| 1.1 Latar Belakang..... | 1 |
| 1.2 Rumusan Masalah..... | 3 |
| 1.3 Tujuan Penelitian..... | 3 |
| 1.4 Manfaat Penelitian..... | 4 |
| 1.5 Batasan Masalah..... | 4 |
| BAB II TINJAUAN PUSTAKA | 5 |
| 2.1 Korelasi..... | 5 |
| 2.1.1 Korelasi Pearson..... | 5 |
| 2.1.2 Tau Kendall..... | 6 |
| 2.2 Uji Kolmogorov Smirnov..... | 6 |
| 2.3 Copula..... | 7 |
| 2.4 Transformasi Variabel Random ke Domain Uniform[0,1] pada Copula..... | 8 |
| 2.5 Keluarga Copula..... | 8 |
| 2.5.1 Copula Gaussian..... | 8 |
| 2.5.2 Copula Archimedean..... | 9 |
| 2.6 Estimasi Parameter Copula Menggunakan Maximum Likelihood Estimation..... | 11 |
| 2.7 Pengujian Estimasi Parameter Copula..... | 13 |

| | | |
|------|---|-----------|
| 2.8 | Regresi Robust M-Estimation | 14 |
| 2.9 | Pengujian Estimasi Parameter Regresi Robust M-Estimation | 17 |
| 2.10 | Luas Panen Padi dan Indikator ENSO | 17 |
| | BAB III METODELOGI PENELITIAN | 19 |
| 3.1 | Sumber Data | 19 |
| 3.2 | Variabel Penelitian | 19 |
| 3.3 | Langkah Analisis Data | 20 |
| | BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN | 23 |
| 4.1 | Deskripsi dan Identifikasi Data | 23 |
| 4.2 | Analisis Korelasi Menggunakan Korelasi Pearson dan Tau-Kendall | 26 |
| 4.3 | Uji Normalitas Data Luas Panen dan SSR Nino 3.4 di Bojonegoro | 27 |
| 4.4 | Scatterplot Hasil Transformasi Variabel Random ke Uniform[0,1] | 28 |
| 4.5 | Estimasi Parameter Copula | 28 |
| 4.6 | Model Hubungan Luas Panen dan SST Nino 3.4 dengan Robust M-Estimation | 35 |
| | BAB V KESIMPULAN | 37 |
| 5.1 | Kesimpulan | 37 |
| 5.2 | Saran | 38 |
| | DAFTAR PUSTAKA | 39 |
| | LAMPIRAN | 41 |

DAFTAR TABEL

| | Halaman |
|--|---------|
| Tabel 2.1 Keluarga Copual Archimedean | 10 |
| Tabel 2.2 Estimasi Parameter Copula Archimedean | 13 |
| Tabel 2.3 Fungsi Objektif dan Fungsi Pembobot pada M- <i>Estimation</i> | 15 |
| Tabel 3.1 Variabel Penelitian | 20 |
| Tabel 4.1 Koefisien Korelasi Pearson dan Tau-Kendall..... | 26 |
| Tabel 4.2 Uji Normalitas Data dengan Kolmogorov Smirnov | 27 |
| Tabel 4.3 Parameter θ Masing-masing Copula antara Luas Panen Padi di Bojonegoro dan SST NINO 3.4 | 29 |
| Tabel 4.4 Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau Kendall untuk Luas Panen Padi di Bojonegoro dan SST Nino 3.4 | 29 |
| Tabel 4.5 Hasil Fitting Copula dengan MLE | 32 |
| Tabel 4.6 Jenis Copula Terpilih pada Masing-Masing Variabel ... | 29 |
| Tabel 4.7 Regresi Luas Panen Padi dan SST Nino 3.4 dengan <i>Robust M-Estimation</i> | 35 |
| Tabel 4.8 Prediksi dan Error Pemodelan Luas Panen Padii | 36 |

DAFTAR GAMBAR

| | Halaman |
|---|---------|
| Gambar 2.1 Pola Copula Archimedean untuk Clayton, frank, dan Gumbel | 11 |
| Gambar 2.2 Pembagian wilayah ENSO | 17 |
| Gambar 3.1 Lokasi Penelitian Kabupaten Bojonegoro..... | 19 |
| Gambar 3.1 Diagram Alir Analisis Data..... | 22 |
| Gambar 4.1 Grafik Luas Panen di Kabupaten Bojonegoro Tiap Periode Tahun 1990-2013 | 23 |
| Gambar 4.2 Luas Panen Padi per Tahun dan Plot Runtun Waktu SST Nino 3.4 | 24 |
| Gambar 4.3 <i>Scatterplot</i> Luas Panen Padi dengan Anomali SST Nino 3.4 | 25 |
| Gambar 4.4 <i>Scatterplot</i> Transformasi Luas Panen Padi di Bojonegoro dan Anomali SST Nino 3.4 ke Domain Uniform [0,1] | 28 |
| Gambar 4.5 <i>Scatterplot</i> Rank Copula bangkitan data (n=2500) antara Luas Panen Padi Periode 1 dengan Curah Hujan | 34 |

BIODATA PENULIS



Penulis terlahir sebagai anak kedua dari empat bersaudara di Bojonegoro pada 05 Juli 1992 dengan nama lengkap Jauhara Rana Budiani. Penulis menyelesaikan pendidikan di SDN Kadipaten 2, SMPN 1 Bojonegoro, dan SMAN 1 Bojonegoro. Setelah lulus penulis diterima di Jurusan Statistika prodi DIII melalui ujian masuk DIII pada tahun 2010, kemudian melanjutkan

studi S1 di program lintas jalur Statistika ITS.

Selama menjadi mahasiswa penulis tidak hanya mengembangkan ilmu akademik tetapi juga mengembangkan *soft skill* dengan aktif di beberapa kegiatan dan organisasi. Saat D3 tahun kedua dan ketiga selain aktif menjadi panitia di beberapa kegiatan penulis juga aktif di organisasi HIMASTA-ITS di departemen PSDM volunteer kegiatan TEDxITS. Di luar kampus penulis juga aktif dengan organisasi sosial yaitu Kelas Inspirasi dan relawan Gerakan Melukis Harapan yaitu pemberdayaan masyarakat ex lokalisasi Dolly. Penulis aktif sebagai asisten dosen matakuliah pengendalian kualitas statistik di lab industry dan teknik sampling. Prestasi yang diraih penulis melalui karya tulis program kreatifitas mahasiswa yang didanai selama dua kali oleh DIKTI. Jika pembaca memiliki saran maupun kritik, penulis sangat senang dihubungi melalui email: jauhararanab@gmail.com.

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Bojonegoro merupakan salah satu daerah lumbung padi di Indonesia dengan produksi padi pada tahun 2014 mencapai 853.237 ton dari luasan areal seluas 150.962 hektar (Berita Jatim, 2015). Pemerintah Kabupaten Bojonegoro menargetkan produksi padi tahun 2015 meningkat hingga satu juta ton, untuk meningkatkan produktivitas padi harus didukung beberapa faktor salah satunya ketersediaan air. Perairan sawah padi di Bojonegoro disediakan oleh irigasi sungai Bengawan Solo yang bergantung pada ketersediaan air hujan. Jika curah hujan tinggi akan berakibat banjir, sehingga areal sawah padi juga mengalami banjir, sebaliknya jika pada musim kemarau akan mengalami kekeringan. Kedua kondisi tersebut berdampak pada kegagalan panen padi.

Produksi padi bergantung pada ketersediaan air curah hujan erat kaitannya dengan faktor iklim terutama kejadian ekstrem El-Nino dan La-Nina atau disebut juga fenomena *El-Nino Southern Oscillation* (ENSO). El Nino berpengaruh terhadap curah hujan pada saat musim peralihan dari musim kemarau ke musim hujan di Indonesia. Akibat faktor iklim yang ekstrem tersebut kegagalan panen padi masih sering terjadi. Upaya untuk meminimalkan kerugian akibat banjir atau kekeringan adalah mengetahui karakteristik hubungan serta dilakukan pemodelan pada produksi padi (luas panen padi) dan faktor iklim (ENSO). Pemodelan dilakukan untuk dapat mengetahui periode yang optimal dalam produksi padi, sehingga dapat dijadikan sebagai peringatan dini untuk mencegah puso.

Metode identifikasi hubungan yang sering digunakan adalah korelasi Pearson dan regresi OLS (*Ordinary Least Square*). Metode tersebut digunakan jika data memenuhi asumsi distribusi normal. Data luas panen padi dan indikator ENSO memiliki nilai yang ekstrem, sehingga asumsi kenormalan seringkali terlanggar. Metode yang dapat mengatasi permasalahan ini adalah pendekatan copula.

Copula merupakan metode untuk mengidentifikasi hubungan antar variabel yang tidak terlalu ketat dalam asumsi distribusi variabel. Selain itu copula dapat menunjukkan hubungan dependensi titik-titik ekstrim. Copula adalah suatu fungsi dari distribusi multivariat yang masing-masing mempunyai fungsi distribusi marginal (Nelsen, 2005).

Dalam penelitian ini tidak hanya mencari hubungan luas panen padi dan indikator ENSO, namun dilanjutkan hingga pemodelan antara luas panen padi dan indikator ENSO. Pemodelan yang sering dilakukan adalah menggunakan regresi OLS, metode tersebut memerlukan asumsi klasik yang harus dipenuhi. Metode yang dapat mengatasi masalah pemodelan dengan data ekstrim atau outlier adalah regresi *robust M-estimation*. Pada pemodelan ini digunakan estimasi *M-estimation* merupakan estimasi parameter regresi *robust* yang meminimumkan fungsi objektif. *M-estimation* dikenal memiliki efisiensi yang tinggi dalam mengestimasi parameter. Estimator regresi *robust M-estimation* mempunyai kehandalan yang tinggi pada data yang memiliki titik *leverage* dan *outlier* pada variabel X dan Y (Alma, 2010).

Pendekatan copula untuk penyusunan peta kerawanan puso tanaman padi di Jawa Timur dengan indikator *el-nino southern oscillation* (ENSO) telah dilakukan oleh Oktaviana (2012). Hasil penelitian tersebut menyimpulkan bahwa Kabupaten Bojonegoro, Banyuwangi dan Ngawi merupakan kabupaten yang rawan puso padi. Ratih (2013) menggunakan *gaussian copula marginal regression* dalam mengidentifikasi struktur dependensi antara luas panen padi per periode dan curah hujan bulanan. Penelitian ini menunjukkan adanya dependensi di semua wilayah penelitian. Anisa (2015) juga mengidentifikasi hubungan curah hujan dan indikator *el-nino southern oscillation* di sentra produksi padi Jawa Timur dengan pendekatan copula.

Penelitian pemodelan dengan metode *robust* pernah dilakukan oleh Bkti (2009), yaitu memodelkan anomali luas panen padi dan curah hujan terboboti (WRI) di Kabupaten Indramayu, Subang dan Karawang. Metode *robust* yang digunakan antara lain: *M-estimation*

Huber, *M-estimation* Tukey Bisquare dan LTS (*Least Trimmed Square*). Hasil penelitian tersebut menunjukkan bahwa tidak terdapat metode yang terbaik di lokasi penelitian, artinya setiap lokasi mempunyai metode terbaik yang berbeda. Secara umum metode regresi robust menunjukkan kinerja yang baik daripada metode OLS. Penelitian lain dilakukan Savitri (2015) yaitu pemodelan luas panen padi dengan indikator *el-nino southern oscillation* (ENSO) di Kabupaten Bondowoso menggunakan regresi *robust*. Kedua penelitian tersebut menghasilkan metode *robust* lebih baik daripada metode regresi OLS. Penelitian ini dilakukan analisis hubungan dengan Copula kemudian dilakukan pemodelan dengan *robust M-estimation* pada variabel luas panen padi dan indikator ENSO di Kabupaten Bojonegoro.

1.2 Rumusan Masalah

Upaya untuk meminimalkan kerugian akibat banjir atau kekeringan adalah mengetahui karakteristik hubungan serta dilakukan pemodelan pada produksi padi (luas panen padi) dan faktor iklim (ENSO). Pemodelan dilakukan untuk dapat mengetahui periode yang optimal dalam produksi padi, sehingga dapat dijadikan sebagai peringatan dini untuk mencegah puso. Berdasarkan hal tersebut maka rumusan masalah dari penelitian ini adalah.

1. Bagaimana pola hubungan antara luas panen padi dan indikator ENSO dengan pendekatan Copula di Kabupaten Bojonegoro?
2. Bagaimana pemodelan antara luas panen padi dan indikator ENSO per periode dengan pendekatan *robust M-estimation* di Kabupaten Bojonegoro?

1.3 Tujuan Penelitian

Tujuan penelitian ini adalah

1. Mengidentifikasi pola hubungan antara luas panen padi dan indikator ENSO dengan pendekatan copula di Kabupaten Bojonegoro.

2. Memodelkan antara luas panen padi dan indikator ENSO per periode dengan pendekatan *robust M-estimation* di Kabupaten Bojonegoro.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang dapat diperoleh penelitian ini

1. Bagi pemerintah dapat dijadikan penentu kebijakan untuk antisipasi perubahan iklim yang dapat mengakibatkan gagal panen.
2. Bagi Keilmuan dapat menerapkan ilmu statistika, khususnya penggunaan metode Copula dan pemodelan menggunakan regresi *robust* yang digunakan untuk pemodelan jika data tidak berdistribusi normal dan *outlier*, serta penerapannya dalam bidang pertanian dan klimatologi.

1.5 Batasan Masalah

Dalam penelitian ini terdapat beberapa batasan masalah sebagai berikut.

1. Metode estimasi parameter regresi *robust* yang digunakan adalah *M-estimation Tukey Bisquare*.
2. Variabel indikator ENSO yang digunakan adalah wilayah ENSO 3.4.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

Bab ini dijelaskan tinjauan pustaka yang berkaitan dengan korelasi, uji Kolmogorov-Smirnov, copula, luas panen padi, dan indikator ENSO. Di bagian akhir dibahas beberapa penelitian yang sebelumnya pernah dilakukan.

2.1 Korelasi

Koefisien korelasi merupakan ukuran yang menyatakan keeratan hubungan secara linier di antara hasil pengamatan populasi yang mempunyai dua varian (*bivariate*). Korelasi yang digunakan untuk data yang berdistribusi normal adalah korelasi Pearson, sedangkan untuk data nonparametrik atau tidak memerlukan asumsi distribusi menggunakan korelasi Spearman dan Tau-Kendall. Berikut dijelaskan masing-masing korelasi.

2.1.1 Korelasi Pearson

Korelasi Pearson pertama kali diperkenalkan oleh Karl Pearson pada tahun 1886. Korelasi ini termasuk kategori parametrik, sehingga terdapat asumsi yang harus terpenuhi. Asumsi tersebut adalah data yang digunakan harus berskala interval atau rasio dan berdistribusi normal. Formula koefisien korelasi antara variabel X dan Y adalah sebagai berikut (Walpole, 2012).

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}}; -1 \leq r \leq 1 \quad (2.1)$$

Hipotesis

$H_0 : \rho = 0$ (antara X dan Y tidak ada korelasi)

$H_1 : \rho \neq 0$ (antara X dan Y ada korelasi)

Statistik Uji

$$t_{hitung} = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (2.2)$$

Tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2, (n-1)}$

2.1.2 Tau Kendall

Korelasi Tau Kendall pertama kali diperkenalkan pada tahun 1938 oleh Kendall. Tau Kendall didasarkan pada peringkat-peringkat hasil pengamatan, dan dapat memiliki nilai dari -1 sampai +1. Skala data yang digunakan minimal berskala ordinal (Daniel, 1989).

Hipotesis

$H_0 : \tau = 0$ (X dan Y tidak berkorelasi)

$H_1 : \tau \neq 0$ (X dan Y berkorelasi)

Statistik uji

$$T_h = \frac{S}{n(n-1)/2} \quad (2.6)$$

dengan $S = P - Q$

P = banyaknya pasangan berurutan wajar

Q = banyaknya pasangan berurutan terbalik

Pasangan berurutan wajar adalah jika nilai Y yang di bawah lebih besar dari nilai Y yang di atasnya. Sebaliknya jika nilai Y yang di bawah lebih kecil dari nilai Y yang di atasnya (X telah diurutkan dari yang kecil ke besar).

Tolak H_0 jika $|T_h| > \tau_{n, \alpha/2}$ (tabel Tau Kendall).

2.2 Uji Kolmogorov Smirnov

Uji Kolmogorov Smirnov pertama kali diperkenalkan oleh Kolmogorov dan Smirnov pada tahun 1973. Uji ini digunakan untuk menguji apakah data berdistribusi normal atau tidak. Skala data yang digunakan minimal adalah ordinal (Daniel, 1989).

Hipotesis

$H_0 : F_0(x) = F(x)$ (Residual berdistribusi normal)

$H_1 : F_0(x) \neq F(x)$ (Residual tidak berdistribusi normal)

Statistik uji :

$$D = \sup_x |S(x) - F_0(x)| \quad (2.7)$$

$S(x) = i/n$ merupakan fungsi peluang kumulatif pengamatan suatu sampel random, sedangkan $F_0(x)$ merupakan fungsi distribusi kumulatif teoritis.

Keputusan:

Tolak H_0 jika $|D| > q_{(1-\alpha)}$ (tabel Kolmogorov Smirnov).

2.3 Copula

Copula digunakan untuk menganalisis hubungan antar variabel random yang tidak diketahui distribusinya. Copula adalah fungsi distribusi multivariat untuk fungsi distribusi marginal dengan masing-masing variabel berdistribusi uniform (Nelsen, 2005). Copula pertama kali diperkenalkan oleh Sklar (1959), dalam teorema Sklar copula menjelaskan struktur hubungan fungsi distribusi multivariat dengan distribusi marginalnya.

Apabila terdapat vektor random (X_1, X_2, \dots, X_m) memiliki fungsi distribusi kumulatif marginal $F_{X_1}, F_{X_2}, \dots, F_{X_m}$ dengan domain \mathbf{R} yang tidak turun, yaitu $F_{X_j}(-\infty) = 0$ dan $F_{X_j}(\infty) = 1$, maka sesuai Teorema Sklar (1959) distribusi bersamanya seperti persamaan 2.8.

$$F_{(X_1, X_2, \dots, X_m)}(x_1, x_2, \dots, x_m) = C_{(X_1, X_2, \dots, X_m)}(F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2), \dots, F_{X_m}(x_m)) \quad (2.8)$$

Dimana $C_x : [0,1] \times \dots \times [0,1] \rightarrow [0,1]$ merupakan distribusi bersama dari transformasi variabel random $U_j = F_{X_j}(X_j)$ untuk $j = 1, 2, \dots, m$, dengan U_j berdistribusi marginal Uniform. Jika fungsi distribusi marginal $F_{X_j}(X_j)$ kontinu, maka $C_{(X_1, X_2, \dots, X_m)}$ adalah unik, dapat ditunjukkan pada persamaan berikut.

$$C_{(X_1, X_2, \dots, X_m)}(u_1, u_2, \dots, u_m) = \int_0^{u_1} \int_0^{u_2} \dots \int_0^{u_m} c_{(X_1, X_2, \dots, X_m)}(u_1, u_2, \dots, u_m) du_1 du_2 \dots du_m \quad (2.9)$$

dengan $C(\cdot)$ adalah fungsi kumulatif Copula dan $c(\cdot)$ adalah persamaan densitas Copula.

2.4 Trasformasi Variabel Random ke Domain Uniform[0,1] pada Copula

Langkah yang dilakukan untuk analisis hubungan antar variabel random dengan Copula adalah melakukan transformasi dari data ke domain Uniform[0,1]. Distribusi marginal variabel random X_i yang tidak diketahui dinyatakan dalam persamaan 2.10 sebagai berikut.

$$F_{X_j}(x_j) = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n 1(X_j^{(i)} \leq x_j); x_j \in R \quad (2.10)$$

Transformasi data asli ke domain Uniform[0,1] dilakukan dengan membuat *scatterplot* transformasi [0,1], dengan membuat rank plot untuk X_j seperti pada persamaan 2.12 sebagai berikut.

$$\left(\left(\frac{R_1^{(i)}}{n+1} \right), \left(\frac{R_2^{(i)}}{n+1} \right), \dots, \left(\frac{R_m^{(i)}}{n+1} \right) \right), 1 \leq i \leq n \quad (2.11)$$

dengan $R_1^{(i)}, R_2^{(i)}, \dots, R_m^{(i)}$ adalah rank dari X_1, X_2, \dots, X_m yang sebelumnya sudah diubah dalam bentuk matriks. Sesuai transformasi copula pada persamaan 2.12 berikut.

$$C(u_1, \dots, u_m) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1 \left(\frac{R_1^{(i)}}{n+1} \leq u_1, \dots, \frac{R_m^{(i)}}{n+1} \leq u_m \right), u_1, \dots, u_m \in (0,1) \quad (2.12)$$

dengan $1(\cdot)$ pada persamaan (2.10) dan (2.12) merupakan fungsi indikator jika masing-masing $X_j^{(i)} \leq x_j$ dan $\frac{R_j^{(i)}}{n+1} \leq u_j, j = 1, 2, \dots, m$, dan $i = 1, 2, \dots, n$ (Berg & Bakken, 2007).

2.5 Keluarga Copula

Terdapat beberapa keluarga Copula yaitu Copula Archimedean, Copula Elips, Copula *Bivariate Extreme Value*, dan Copula Marshal-Olkin (Kpanzou, 2007). Copula Archimedean dan Copula Elips merupakan Copula yang paling populer (Mikosch, 2008) Berikut penjelasan masing-masing Copula.

2.5.1 Copula Gaussian

Copula Gaussian merupakan salah satu keluarga Copula Elips. Copula Elips merupakan Copula yang berbentuk distribusi

elips. Copula Gaussian atau Copula Normal diperoleh dari transformasi variabel random ke distribusi normal standar. Vektor random (X_1, X_2, \dots, X_m) memiliki fungsi distribusi kumulatif marginal, yaitu $F_{X_1}, F_{X_2}, \dots, F_{X_m}$, dengan $U_j = F_{X_j}(X_j) \sim U(0,1)$, maka setiap variabel komponen dapat ditransformasikan ke variabel random yang berdistribusi normal standar seperti pada persamaan 2.13 berikut.

$$Z_j = F_{N(0,1)}^{-1}(F_{X_j}(x_j)) \sim N(0,1) \quad (2.13)$$

dimana $j = 1, 2, \dots, m$ serta asumsi $(Z_1, Z_2, \dots, Z_m)^T$ berdistribusi multivariat normal standar $N(0, \Sigma)$ dengan *PDF* $f_{N(0, \Sigma)}$ dan matriks kovarians Σ . Berikut merupakan fungsi Copula Gaussian.

$$C_{(X_1, X_2, \dots, X_m)}(u_1, u_2, \dots, u_m) = F_{N(0, \Sigma)}(F_{N(0,1)}^{-1}(u_1), F_{N(0,1)}^{-1}(u_2), \dots, F_{N(0,1)}^{-1}(u_m)) \quad (2.14)$$

dengan

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1,m+1} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2,m+1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{m+1,1} & \sigma_{m+1,2} & \cdots & \sigma_{m+1,m+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1,m+1} \\ \sigma_{21} & 1 & \cdots & \sigma_{2,m+1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{m+1,1} & \sigma_{m+1,2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

Densitas Copula Normal diberikan pada persamaan 2.15 berikut.

$$\begin{aligned} C_{(X_1, X_2, \dots, X_m)}(u_1, u_2, \dots, u_m) &= \frac{\partial}{\partial u_1} \cdot \frac{\partial}{\partial u_2} \cdots \frac{\partial}{\partial u_m} \cdot C_X(u_1, u_2, \dots, u_m) \\ &= \frac{f_{N(0, \Sigma)}(F_{N(0,1)}^{-1}(u_1), F_{N(0,1)}^{-1}(u_2), \dots, F_{N(0,1)}^{-1}(u_m))}{\prod_{j=1}^m (f_{N(0,1)}(F_{N(0,1)}^{-1}(u_j)))} \end{aligned} \quad (2.15)$$

Jika Copula Normal digunakan pada distribusi normal multivariat, maka diasumsikan berhubungan linier (Scholzel & Friederich, 2008).

2.5.2 Copula Archimedean

Copula Archimedean berbentuk distribusi yang memiliki tail dependensi untuk menunjukkan probabilitas kondisional pada daerah ekstrem. Jika terdapat $\phi: [0,1] \rightarrow [0, \infty]$ yang bersifat kontinu,

menurun, dan merupakan fungsi konvek sehingga $\phi(1) = 0$ dan $\phi(0) = \infty$. Invers ϕ adalah ϕ^{-1} , yaitu $\phi^{-1} : [0, \infty] \rightarrow [0, 1]$. Persamaan Copula Archimedean $C : [0, 1]^m \rightarrow [0, 1]$ dapat ditulis dalam bentuk sebagai berikut (Nelsen, 2005).

$$C(u_1, u_2, \dots, u_m, w) = \phi^{-1} \{ \phi(u_1) + \phi(u_2) + \dots + \phi(u_m) + \phi(w) \} \quad (2.16)$$

dengan $\phi : [0, 1] \rightarrow [0, \infty]$ adalah monoton sempurna, yaitu :

$$(-1)^k \frac{\partial^k}{\partial u^k} \phi^{-1}(u_j) \geq 0 \quad ; k \in \mathbb{N} \quad (2.17)$$

ϕ disebut generator Copula C dengan parameter θ (Kpanzou, 2007).

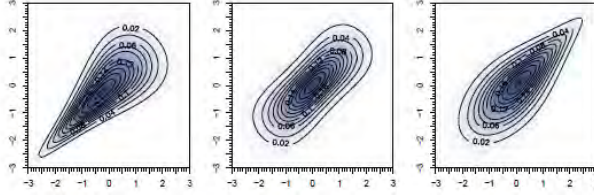
Terdapat beberapa keluarga dan generator Copula Archimedean, yaitu Copula Clayton, Gumbel, dan Frank disajikan pada Tabel 2.1.

Tabel 2.1 Keluarga Copula Archimedean

| Keluarga | Generator $\phi(u)$ | Copula Bivariat $C(u_1, u_2)$ |
|-------------------|--|--|
| Clayton (1978) | $\frac{u^{-\theta} - 1}{\theta}, \theta \in (0, \infty)$ | $(u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1)^{-\frac{1}{\theta}}$ |
| Gumbel (1960) | $(-\log(u))^\theta, \theta \in [1, \infty]$ | $\exp \left\{ -[(-\log(u_1))^\theta + (-\log(u_2))^\theta]^{\frac{1}{\theta}} \right\}$ |
| Frank (1979) | $\log \left(\frac{e^{\theta u} - 1}{e^\theta - 1} \right), \theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ | $\frac{1}{\theta} \log \left(1 + \frac{(e^{\theta u_1} - 1)(e^{\theta u_2} - 1)}{e^\theta - 1} \right)$ |

(Sumber : Kpanzou, 2007)

Setiap keluarga Copula Archimedean memiliki tail dependensi masing-masing yang berbeda. Copula Clayton memiliki tail dependensi bagian bawah, Copula Frank tidak memiliki tail dependensi, dan Copula Gumbel memiliki tail dependensi bagian atas. Pola masing-masing Copula ditunjukkan pada Gambar 2.1 berikut.



Gambar 2.1 Pola Copula Archimedean untuk Clayton, Frank, dan Gumbel (kiri ke kanan) (Sumber : Schölzel dan Friederichs, 2008)

2.6 Estimasi Parameter Copula Menggunakan Maximum Likelihood Estimation

Estimasi parameter Copula didapatkan dengan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) (Mikosch, 2008). *Maximum Likelihood Estimation* untuk Copula ini diperoleh dengan memaksimumkan fungsi log likelihood. Fungsi densitas f dapat dituliskan dalam bentuk sebagai berikut.

$$f(x_1, x_2, \dots, x_m) = c\{F_{X_1}(x_1), F_{X_2}(x_2), \dots, F_{X_m}(x_m)\} f_{X_1}(x_1) \times f_{X_2}(x_2) \times \dots \times f_{X_m}(x_m); x_j \in R \quad (2.18)$$

dengan metode MLE, fungsi likelihood L dan log likelihood dituliskan sebagai berikut.

$$L = \prod_{i=1}^n f(x_1^i, x_2^i, \dots, x_m^i) = \prod_{i=1}^n \left(c\{F_{X_1}(x_1^i), F_{X_2}(x_2^i), \dots, F_{X_m}(x_m^i)\} f_{X_1}(x_1^i) \times f_{X_2}(x_2^i) \times \dots \times f_{X_m}(x_m^i) \right) \quad (2.19)$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln c\{F_{X_1}(x_1^i), F_{X_2}(x_2^i), \dots, F_{X_m}(x_m^i)\} + \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \ln(f_{X_j}(x_j^{(i)})) \quad (2.20)$$

Untuk copula Archimedean, fungsi dari copulanya adalah sebagai berikut.

$$C(u_1, u_2, \dots, u_m) = \phi^{-1}\{\phi(u_1) + \phi(u_2) + \dots + \phi(u_m)\} \quad (2.21)$$

Sehingga fungsi likelihoodnya adalah:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n c_{\theta}(u_{1i}, u_{2i}, \dots, u_{mi}) \quad (2.22)$$

Fungsi likelihood untuk masing-masing copula Archimedean berbeda-beda. Berikut merupakan fungsi likelihood Copula Clayton.

$$\begin{aligned} \prod_{i=1}^n C_{\theta}(u_{1i}, u_{2i}, \dots, u_{mi}) &= \prod_{i=1}^n \left[\sum_{j=1}^m u_{ji}^{-\theta} - m + 1 \right]^{-1/\theta} \\ L &= \left[\sum_{j=1}^m u_{j1}^{-\theta} - m + 1 \right]^{-1/\theta} \cdots \left[\sum_{j=1}^m u_{jn}^{-\theta} - m + 1 \right]^{-1/\theta} \\ \ln(L) &= n \left[m \log(\theta) + \log \left(\Gamma \left(\frac{1}{\theta} \right) + m \right) - \log \left(\Gamma \left(\frac{1}{\theta} \right) \right) \right] \\ &\quad - (\theta + 1) \sum_{j,i} \log u_{ji} - \left(\frac{1}{\theta} + m \right) \sum_j \log \left(\sum_i u_{j,i}^{-\theta} - m + 1 \right) \end{aligned} \quad (2.23)$$

Diberikan $g(\cdot)$ adalah turunan dari $\log(\Gamma(\cdot))$. Turunan pertama dari persamaan (2.23) dapat dituliskan seperti persamaan 2.24 berikut.

$$\begin{aligned} \frac{d \ln(L)}{d\theta} &= n \left[\frac{m}{\theta} + g \left(\frac{1}{\theta} + m \right) \frac{-1}{\theta^2} - g \left(\frac{1}{\theta} \right) \frac{-1}{\theta^2} \right] - \sum_{j,i} \log(u_{ji}) \\ &\quad + \frac{1}{\theta^2} \sum_j \log \left(\sum_i u_{ji}^{-\theta} - m + 1 \right) - \left(\frac{1}{\theta} + m \right) \sum_j \frac{\sum_i u_{ji}^{-\theta} \log(u_{ji})}{\sum_j u_{ji}^{-\theta} - m + 1} \end{aligned} \quad (2.24)$$

Fungsi loglikelihood pada estimasi parameter Copula Archimedean dengan MLE tidak dapat menghasilkan bentuk yang *closed form*. Sebagai alternatif prosedur estimasi parameter untuk Copula Archimedean dapat menggunakan pendekatan Tau Kendall. Estimasi parameter untuk Copula Archimedean dengan pendekatan Tau Kendall dapat ditulis sebagai berikut (Genest & Rivest, 1993).

$$\bar{\tau}_C = 1 + 4 \int_0^1 \frac{\phi(u)}{\phi'(u)} du \quad (2.25)$$

Berdasarkan persamaan (2.25) pendekatan Tau Kendall untuk masing-masing Copula Clayton, Frank, dan Gumbel ditunjukkan pada Tabel 2.2.

Tabel 2.2. Estimasi Parameter Copula Archimedean

| No. | Keluarga | Estimasi $\hat{\theta}$ |
|-----|----------|--|
| 1 | Clayton | $\hat{\tau} = \frac{\theta_C}{\theta_C + 2}$, maka $\hat{\theta}_C = \frac{2\hat{\tau}}{1 - \hat{\tau}}$ |
| 2 | Gumbel | $\hat{\tau} = 1 - \frac{1}{\theta_G}$, maka $\hat{\theta}_G = \frac{1}{1 - \hat{\tau}}$ |
| 3 | Frank | $\hat{\tau} = 1 - 4(1 - D_1(\theta_F)) / \theta_F$ $D_k(x) = \text{fungsi Debye}$ $D_k(x) = \frac{k}{x^k} \int_0^x \frac{u^k}{e^u - 1} du$ |

(Sumber : Embrechts, Lindskog, & McNeil, 2001)

2.7 Pengujian Estimasi Parameter Copula

Setelah mendapatkan nilai estimasi parameter dengan pendekatan MLE, selanjutnya dilakukan pengujian estimasi untuk mengetahui parameter mana yang signifikan. Pengujian hipotesis Copula adalah sebagai berikut.

$$H_0 : C = C_\theta$$

$$H_0 : C \neq C_\theta$$

C_θ merupakan model dari Copula Archimedean. Di bawah hipotesis nol dengan beberapa variabel random yang mengikuti Copula Archimedean C_θ , $\sqrt{n}Z_n \rightarrow N(0,1)$ adalah distribusi normal standar (Wang, 2010). Hipotesis yang dapat digunakan adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \theta = \theta_0$$

$$H_0 : \theta \neq \theta_0$$

Statistik uji :

$$z = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})} \quad (2.26)$$

Daerah penolakan : $|z| > z_{1-\alpha/2}$ atau $p\text{-value} < \alpha$

Jika tolak H_0 maka data mengikuti model Achimedean yang diasumsikan.

2.8 Regresi Robust M-Estimation

Regresi *robust* merupakan metode regresi yang menghasilkan model yang *robust* atau *resistance*. Metode ini dapat digunakan untuk pemodelan, jika asumsi distribusi normal tidak terpenuhi karena terdapat data yang *outlier*. Salah satu metode estimasi parameter dalam regresi robust adalah *M-estimation*. *M-Estimation* merupakan salah satu metode estimator regresi *robust* yang pertama kali diperkenalkan oleh Huber (1964). *M-Estimation* digunakan untuk mengestimasi parameter yang disebabkan adanya *outlier* dengan cara meminimumkan fungsi objektif sebagai berikut

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \rho(e_i^*) &= \sum_{i=1}^n \rho(e_i / \hat{\sigma}) \\ &= \sum_{i=1}^n \rho((\mathbf{y}_i - \mathbf{x}_i^T \mathbf{b}) / \hat{\sigma}) \end{aligned} \quad (2.27)$$

dengan $\rho(e_i^*)$ adalah residual yang telah diskalakan, sehingga $e_i^* = e_i / \hat{\sigma}$. Nilai $\hat{\sigma}$ diperoleh dari iterasi sebagai berikut.

$$\hat{\sigma}^{(l)} = \text{med}_{i=1}^n \left| \mathbf{y}_i - \mathbf{x}_i^T \mathbf{b}^{(l+1)} \right| / \beta_0 \quad (2.28)$$

dimana $l = 0, 1, \dots, n$ dan $\beta_0 = \Phi^{-1}(0,75)$ adalah konstan (Chen, 2002).

Fungsi $\rho(e_i^*)$ merupakan fungsi simetris dari masing-masing residual yang memberikan kontribusi pada fungsi objektif. Misalkan $\psi = \rho'$ adalah asal dari ρ , maka persamaan (2.28) dapat diminimumkan dengan persamaan berikut.

$$\sum_{i=1}^n \psi((\mathbf{y}_i - \mathbf{x}_i^T \mathbf{b}) / \hat{\sigma}) \mathbf{x}_i = 0 \quad (2.29)$$

Dengan fungsi pembobot $w_i = \frac{\psi(e_i)}{e_i}$ sehingga persamaan (2.29) menjadi

$$\sum_{i=1}^n w_i ((y_i - \mathbf{x}_i^T \mathbf{b}) / \hat{\sigma}) \mathbf{x}_i = 0 \quad (2.30)$$

Maka persamaan matriks dari persamaan (2.30) adalah sebagai berikut.

$$\mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{X} \mathbf{b} = \mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{y} \quad (2.31)$$

dimana

\mathbf{X} = matrik variabel independen berukuran $(n \times (k+1))$

\mathbf{y} = vektor variabel dependen berukuran $(n \times 1)$

\mathbf{b} = vektor parameter regresi berukuran $((k+1) \times 1)$

\mathbf{W} = matrik diagonal fungsi pembobot w berukuran $(n \times n)$

Persamaan (2.30) adalah *weighted least square* yang dapat meminimumkan $\sum_{i=1}^n w_i e_i^2$ dan untuk mendapatkan *M-estimation* dapat melalui estimasi parameter sebagai berikut.

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W} \mathbf{y} \quad (2.32)$$

Pembobot *M-estimation* bergantung pada residual dan koefisien, maka membutuhkan prosedur untuk mendapatkan estimasi parameter yaitu *iteratively reweighted least squares* (IRLS), tahapannya adalah sebagai berikut.

1. Menaksir parameter regresi β yang dinotasikan \mathbf{b} menggunakan OLS, sehingga didapatkan residual $e_{i,0}$.
2. Menentukan $\hat{\sigma}^{(o)}$ dan fungsi pembobot $w_{i,0}$
3. Perbaiki $\hat{\sigma}^{(t)}$ dan fungsi pembobot $w_{i,t}$ dari estimasi parameter iterasi $t-1$.
4. Mencari estimasi pada iterasi t ($t = 1, 2, \dots$) dengan *weighted least square*.

$$\mathbf{b}_t = (\mathbf{X}^T \mathbf{W}_{t-1} \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{W}_{t-1} \mathbf{y}$$

dengan w_{t-1} merupakan matrik diagonal dengan elemen diagonalnya adalah $w_{i,t-1}$. Sehingga estimasi parameter pada iterasi pertama ($t = 1$) menggunakan $e_{i,0}$ dan $w_{i,0}$.

5. Mengulang tahap 2 sampai 4 hingga didapatkan penaksiran parameter yang konvergen.

Tabel 2.3 Fungsi objektif dan fungsi pembobot pada M-estimation

| Metode | Fungsi Objektif dan Pembobot |
|-----------------------|---|
| <i>Least Square</i> | Fungsi Objektif : $\rho_{LS}(e^*) = (e_i^*)^2$ Fungsi Pembobot : $w_{LS}(e^*) = 1$ |
| <i>Huber</i> | Fungsi Objektif : $\rho_H(e^*) = \begin{cases} (e_i^*)^2 / 2, & \text{untuk } e_i^* \leq r \\ r e_i^* - r^2 / 2, & \text{untuk } e_i^* > r \end{cases}$ Fungsi Pembobot : $w_H(e^*) = \begin{cases} 1, & \text{untuk } e_i^* \leq r \\ r / e_i^* , & \text{untuk } e_i^* > r \end{cases}$ |
| <i>Tukey Bisquare</i> | Fungsi Objektif : $\rho_B(e^*) = \begin{cases} \frac{k^2}{6} \left[1 - \left(1 - \left(\frac{e_i^*}{r} \right)^2 \right)^3 \right], & \text{untuk } e_i^* \leq r \\ r^2 / 6, & \text{untuk } e_i^* > r \end{cases}$ Fungsi Pembobot $w_B(e^*) = \begin{cases} \left(1 - \left(\frac{e_i^*}{r} \right)^2 \right)^2, & \text{untuk } e_i^* \leq r \\ 0, & \text{untuk } e_i^* > r \end{cases}$ |

Sumber : (Fox, 2002)

M-estimation *Leat Square* dengan $w_{LS}(e) = 1$ merupakan metode OLS. Nilai r pada Tabel 2.3 adalah nilai konstan, $r = 1,345$ untuk M-estimation *Huber* sedangkan M-estimation *Tukey Bisquare* dengan $r = 4,685$. Pada penelitian ini digunakan metode estimasi *Tukey Bisquare*.

2.9 Pengujian Estimasi Parameter Regresi Robust M-Estimation

Pengujian estimasi parameter Robust M-estimation dilakukan dengan pendekatan distribusi *Chi-Square* (χ^2) (Chen, 2002).

Hipotesis

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Statistik uji

$$\chi^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \right)^2 \quad (2.33)$$

dimana: $j = 0, 1, 2, \dots, k$

Keputusan

$$\text{Tolak } H_0 \text{ jika nilai } |\chi^2| > \chi^2_{(\alpha/2, n-k-1)}$$

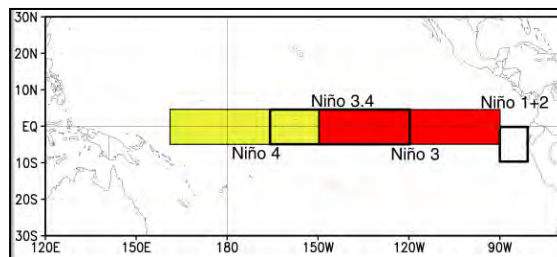
2.10 Luas Panen Padi dan Indikator ENSO

Luas panen merupakan luas tanaman yang dipungut hasilnya setelah tanaman tersebut cukup umur. Perhitungan produksi padi secara nasional dilakukan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) bekerjasama dengan Kementerian Pertanian dilakukan setiap 4 bulan sekali selama satu tahun yaitu periode Januari-April, Mei-Agustus, dan September-Desember. Data pokok yang dikumpulkan untuk bahan perhitungan produksi padi adalah data luas panen dan produktivitas (BPS, 2014).

ENSO adalah singkatan dari El-Nino Southern Oscillation. Secara umum para ahli membagi ENSO menjadi ENSO hangat (El-Nino) dan ENSO dingin (La-Nina). El Nino merupakan suatu gejala alam di Samudra Pasifik bagian tengah dan timur yaitu memanasnya suhu permukaan laut di wilayah tersebut. Pada saat yang bersamaan terjadi perubahan pola tekanan udara yang mempunyai dampak sangat luas dengan gejala yang berbeda-beda, baik bentuk dan intensitasnya. El Nino dianggap sebagai faktor pengganggu sirkulasi monsun yang berlangsung di Indonesia, namun pengaruhnya sangat

terasa yaitu timbulnya bencana kekeringan yang meluas. Pada saat berlangsung El Nino, terjadi penguatan angin baratan di Pasifik barat daerah equator mulai dari sebelah utara Irian hingga Pasifik Tengah. Awal musim hujan di Jawa lebih lambat dibandingkan dengan rata-ratanya ketika terjadi El Nino dan lebih cepat dari rata-ratanya ketika terjadi La Nina. El Nino mempengaruhi curah hujan pada saat musim peralihan dari musim kemarau ke musim hujan di Indonesia. Fenomena ini ditandai dengan anomali suhu permukaan laut positif dan memiliki periode 2-7 tahun. La Nina merupakan kebalikan dari El Nino ditandai dengan anomali suhu muka laut di daerah tersebut negatif (lebih dingin dari rata-ratanya). La Nina secara umum akan menyebabkan curah hujan di Indonesia bertambah (LAPAN, 2014).

Kawasan Samudera Pasifik dibagi menjadi beberapa kawasan Nino (Gambar 2.2). Pembagian kawasan didasarkan penelitian jangka panjang para ilmuwan mengenai kondisi El-Nino dan SST di Samudera Pasifik. Kawasan Nino 3.4 merupakan kawasan dimana saat temperatur berada pada rata-rata yaitu $\pm 0,5^{\circ}\text{C}$, sehingga Nino 3.4 menjadi dasar utama penelitian, monitoring, dan prediksi (Climate Prediction Center/NCEP, 2015).



Gambar 2.2 Pembagian Wilayah ENSO

Sumber: (NOAA/ National Weather Service, 2005)

BAB III METODELOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) dan *The Nation Oceanic and Atmospheric* yang dapat diakses melalui <http://noaasis.noaa.gov/NOAASIS/>. Data luas panen padi dan indikator ENSO 3.4 masing-masing dengan 24 pengamatan bulan Januari hingga Desember dari periode 1990-2013. Pada analisis pemodelan dengan regresi Robust M-Estimation data tahun 1990-2012 merupakan data *in sample* sedangkan data tahun 2013 digunakan sebagai data *out sample*. Penelitian dilakukan di Kabupaten Bojonegoro yang merupakan salah satu daerah penghasil padi terbesar di Jawa Timur, seperti disajikan pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1 Lokasi Penelitian Kabupaten Bojonegoro
Sumber : (<http://desnantara-tamasya.blogspot.com>)

3.2 Variabel Penelitian

Penelitian ini menggunakan data luas panen padi (Ha) per *subground* atau periode, dan indikator ENSO (El Nino-Southern Oscillation) yaitu anomali *Sea Surface Temperature* (SST) Nino 3.4. Secara jelas variabel penelitian disajikan pada Tabel 3.1 dan data tersaji pada Lampiran 1.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

| No | Variabel | Keterangan |
|----|---------------|--------------------------------|
| 1 | LP1 | Luas Panen Padi Periode 1 |
| 2 | SST 3.4 Jan | Anomali SST Nino 3.4 Januari |
| 3 | SST 3.4 Feb | Anomali SST Nino 3.4 Februari |
| 4 | SST 3.4 Mar | Anomali SST Nino 3.4 Maret |
| 5 | SST 3.4 April | Anomali SST Nino 3.4 April |
| 6 | LP2 | Luas Panen Padi Periode 2 |
| 7 | SST 3.4 Mei | Anomali SST Nino 3.4 Mei |
| 8 | SST 3.4 Jun | Anomali SST Nino 3.4 Juni |
| 9 | SST 3.4 Jul | Anomali SST Nino 3.4 Juli |
| 10 | SST 3.4 Agust | Anomali SST Nino 3.4 Agustus |
| 11 | LP3 | Luas Panen Padi Periode 3 |
| 12 | SST 3.4 Sep | Anomali SST Nino 3.4 September |
| 13 | SST 3.4 Okt | Anomali SST Nino 3.4 Oktober |
| 14 | SST 3.4 Nov | Anomali SST Nino 3.4 November |
| 15 | SST 3.4 Des | Anomali SST Nino 3.4 Desember |

Model yang terbentuk terdiri atas tiga model sesuai *subground* yang telah disusun.

- a. Model luas panen yang terbentuk pada *subground* 1 adalah :

$$LP_1 = \beta_{01} + \beta_{11}SST3.4_{Jan} + \beta_{21}SST3.4_{Feb} + \beta_{31}SST3.4_{Mar} + \beta_{41}SST3.4_{April} + \varepsilon_1$$

- b. Model luas panen yang terbentuk pada *subground* 2 adalah :

$$LP_2 = \beta_{02} + \beta_{12}SST3.4_{Mei} + \beta_{22}SST3.4_{Jun} + \beta_{32}SST3.4_{Jul} + \beta_{42}SST3.4_{Agust} + \varepsilon_2$$

- c. Model luas panen yang terbentuk pada *subground* 3 adalah :

$$LP_3 = \beta_{03} + \beta_{13}SST3.4_{Sep} + \beta_{23}SST3.4_{Okt} + \beta_{33}SST3.4_{Nov} + \beta_{43}SST3.4_{Des} + \varepsilon_3$$

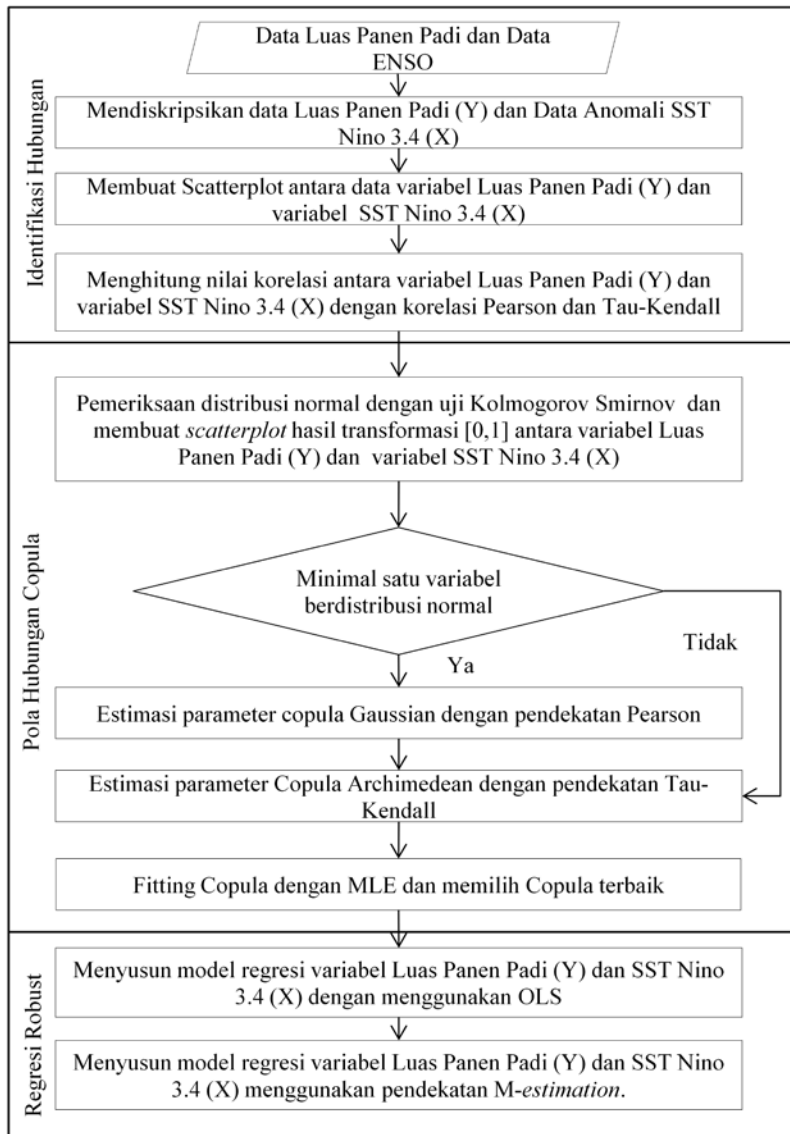
3.3 Langkah Analisis Data

Tahap-tahap langkah analisis data dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendeskripsikan data variabel luas panen padi dan SST Nino 3.4 dengan diagram dan grafik.
2. Melakukan identifikasi hubungan antara luas panen padi (Y) dan SST Nino 3.4 (X).

- a. Membuat *scatterplot* antara variabel luas panen padi (Y) dan variabel SST Nino 3.4 (X).
 - b. Menghitung nilai korelasi antara variabel luas panen padi (Y) dan variabel SST Nino 3.4 (X) dengan korelasi Pearson dan Tau-Kendall.
3. Menguji asumsi distribusi normal dengan uji Kolmogorov Smirnov pada data luas panen padi dan SST Nino 3.4.
4. Melakukan identifikasi pola hubungan antara luas panen padi (Y) dan variabel SST Nino 3.4 (X) dengan pendekatan Copula.
 - a. Melakukan transformasi data ke domain $[0,1]$ sebelum dilakukan analisis dependensi dengan Copula.
 - b. Membuat *scatterplot* hasil transformasi antara variabel luas panen padi (Y) dan variabel SST Nino 3.4 (Y).
 - c. Mendapatkan estimasi parameter *Copula Gaussian* dan *Archimedean*.
 - d. Fitting Copula dan mendapatkan Copula terbaik antara hubungan variabel luas panen padi (Y) dan variabel SST Nino 3.4 (X) dengan MLE.
5. Melakukan pemodelan dengan regresi *robust*
 - a. Menyusun model regresi luas panen padi (Y) dan variabel SST Nino 3.4 (X) dengan menggunakan OLS.
 - b. Menyusun model regresi variabel luas panen padi (Y) dan variabel SST Nino 3.4 (X) dengan menggunakan pendekatan metode *robust M-estimation*.

Tahapan analisis data selengkapnya disajikan pada Gambar 3.2.



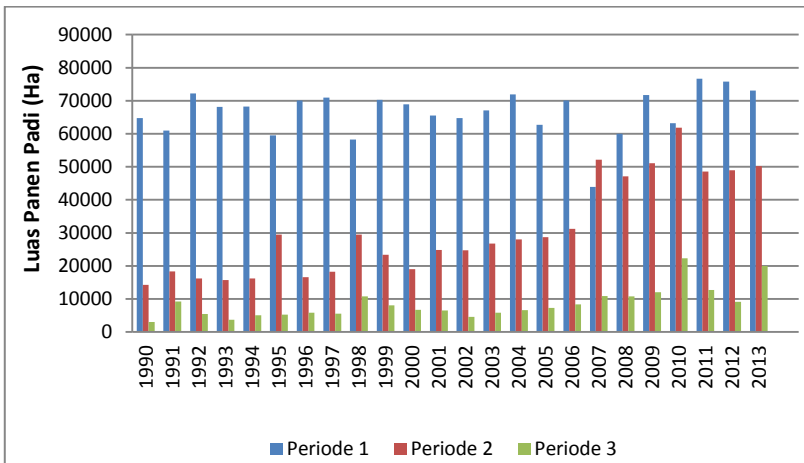
Gambar 3.2 Diagram Alir Analisis Data

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Bab ini membahas identifikasi hubungan antara luas panen padi tiap periode dan anomali SST Nino 3.4 dengan analisis Copula. Setelah dilakukan identifikasi hubungan, dilanjutkan dengan pemodelan antara luas panen padi tiap periode dan anomali SST Nino 3.4 dengan regresi *robust M-Estimation*.

4.1 Deskripsi dan Identifikasi Data

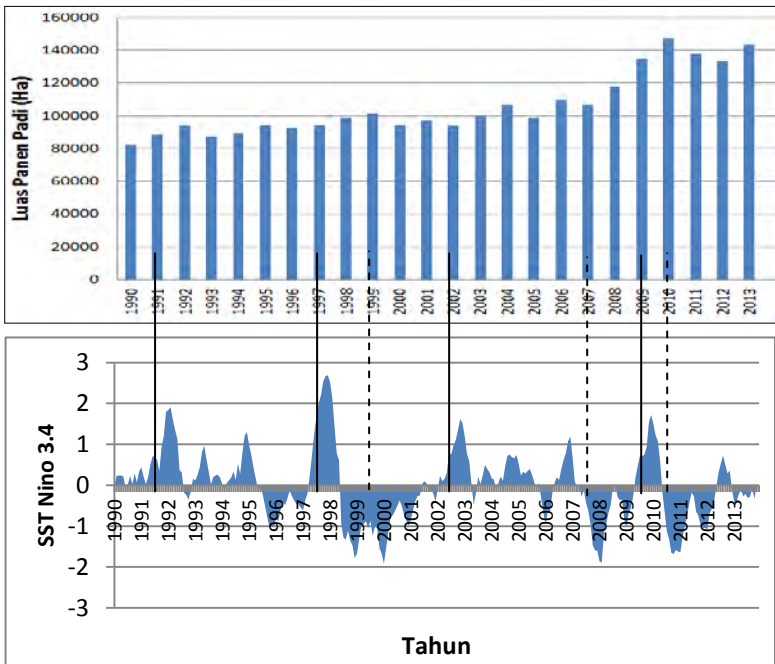
Sebesar 32,58 persen wilayah Kabupaten Bojonegoro dimanfaatkan untuk sektor pertanian terutama padi. Kabupaten Bojonegoro termasuk lima daerah lumbung padi di Jawa Timur dengan luas panen padi mencapai 150.962 hektar pada tahun 2014. Gambaran perkembangan luas panen padi di Kabupaten Bojonegoro selengkapnya ditunjukkan pada Gambar 4.1.



Gambar 4.1 Luas Panen Padi Tiap Periode Tahun 1990-2013

Luas panen padi di Bojonegoro pada periode 1 (Januari-April) relatif lebih tinggi daripada periode 2 (Mei-Agustus) dan periode 3 (September-Desember). Hal itu diduga pada periode 1 merupakan

waktu musim hujan, sehingga curah hujan pada periode 1 lebih tinggi daripada periode 2 dan periode 3. Sementara pada periode 3 cenderung menghasilkan luas panen paling rendah. Hal ini dimungkinkan karena pada periode 3 merupakan musim peralihan dari musim kemarau ke musim hujan. Pada tahun 2007 menunjukkan bahwa luas panen padi periode 1 menurun drastis dan lebih rendah

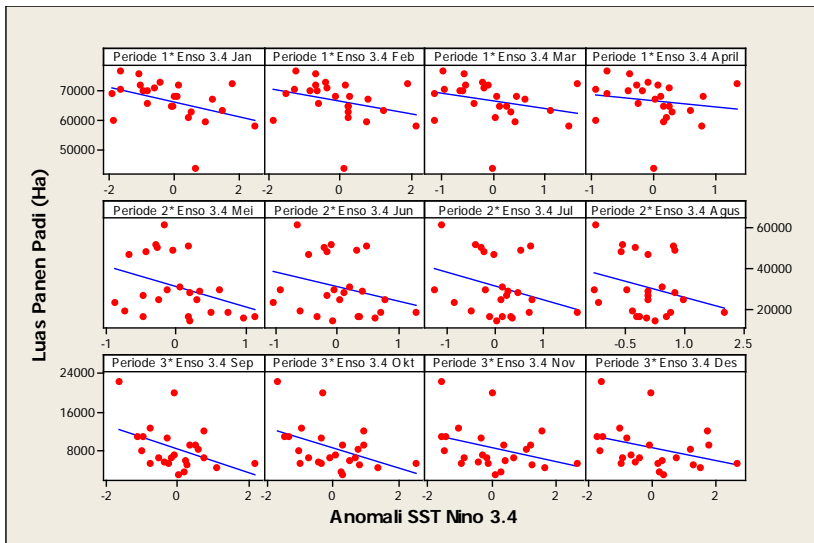


Gambar 4.2 Luas Panen Padi per Tahun dan Plot Runtun Waktu SST Nino 3.4 (Keterangan: El Nino (_ _ _), La Nina (_ _ _ _))

dari pada periode 2. Hal itu diduga karena curah hujan tinggi berakibat gagal panen di daerah yang terjadi banjir. Pada tahun 2010 luas panen periode 1 mengalami penurunan, tetapi tidak sedrastis tahun 2007. Terjadi penurunan luas panen 2010 periode 1, namun terdapat peningkatan pada periode 2 dan periode 3.

Pada tahun 1991 hingga 1992, meskipun mengalami El Nino luas panen padi tetap stabil bahkan mengalami peningkatan pada tahun 1992. Kejadian El Nino kuat terjadi pada tahun 1997-1998 yang dapat mengakibatkan kekeringan, akan tetapi luas panen padi di Bojonegoro tetap stabil tidak mengalami penurunan yang drastis. Hal yang sama juga terjadi pada tahun 2002-2003 dan 2009-2010. Kejadian La Nina terjadi pada tahun 1999-2001, luas panen padi mengalami penurunan pada tahun 2000 tetapi masih stabil. Pada tahun 2007-2008 mengalami hal yang sama. Terjadi La Nina tahun 2010-2011 dan luas panen padi mengalami peningkatan pada tahun 2010. Hal tersebut menunjukkan bahwa SST Nino 3.4 tidak mempengaruhi luas panen padi secara langsung.

Pola hubungan antara variabel SST Nino 3.4 yaitu anomali SST Nino 3.4 dan luas panen padi sebagai variabel respon dapat ditunjukkan melalui *scatterplot* seperti pada Gambar 4.3.



Gambar 4.3 *Scatterplot* Hubungan Antara Luas Panen Padi dan Anomali SST Nino 3.4

Gambar 4.3 menunjukkan bahwa pola hubungan luas panen padi dengan anomali SST Nino 3.4 memiliki hubungan yang negatif ditunjukkan dengan garis linier ke bawah. Plot luas panen padi dan anomali SST Nino 3.4 menunjukkan beberapa titik yang menyebar acak, sehingga hubungan linier kedua variable tersebut lemah.

4.2 Analisis Korelasi Menggunakan Korelasi Pearson dan Tau-Kendall

Berdasarkan korelasi Pearson, luas panen periode 1 memiliki hubungan linear dengan SST Nino 3.4 khususnya pada bulan Januari. Sementara pada korelasi Tau Kendall luas panen periode 1 memiliki hubungan dengan SST Nino 3.4 bulan Januari dan Februari. Pada periode 2, tidak terdapat hubungan yang signifikan (pada $\alpha=5\%$) antara luas panen dan SST Nino 3.4. seperti disajikan pada Tabel 4.1. Luas panen padi periode 3, terdapat hubungan dengan SST Nino 3.4 khususnya bulan September dan Oktober, yang ditunjukkan pada korelasi Pearson signifikan.

Tabel 4.1 Koefisien Korelasi Pearson dan Tau-Kendall

| Variabel | | Pearson | | Tau Kendall | |
|----------|---------------|---------|---------|-------------|---------|
| | | Koef | P-value | Koef | P-value |
| LP1 | SST 3.4 Jan | -0,424 | 0,039 | -0,338 | 0,021 |
| | SST 3.4 Feb | -0,297 | 0,164 | -0,301 | 0,039 |
| | SST 3.4 Mar | -0,274 | 0,194 | -0,268 | 0,066 |
| | SST 3.4 April | -0,178 | 0,405 | -0,217 | 0,137 |
| LP2 | SST 3.4 Mei | -0,361 | 0,083 | -0,247 | 0,091 |
| | SST 3.4 Jun | -0,269 | 0,204 | -0,196 | 0,180 |
| | SST 3.4 Jul | -0,300 | 0,154 | -0,221 | 0,130 |
| | SST 3.4 Agus | -0,285 | 0,178 | -0,178 | 0,224 |
| LP3 | SST 3.4 Sept | -0,428 | 0,037 | -0,229 | 0,118 |
| | SST 3.4 Okt | -0,443 | 0,030 | -0,269 | 0,066 |
| | SST 3.4 Nov | -0,345 | 0,099 | -0,261 | 0,074 |
| | SST 3.4 Des | -0,336 | 0,108 | -0,283 | 0,053 |

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa analisis hubungan dengan korelasi Pearson dan Tau Kendall antara luas panen padi tiap periode dan SST Nino 3.4 hanya beberapa memiliki hubungan, dan keeratan hubungan lemah. Oleh karena itu dilakukan analisis lebih lanjut dengan analisis hubungan Copula untuk mengetahui keeratan hubungan luas panen padi dan SST Nino 3.4.

4.3 Uji Normalitas Data Luas Panen dan SST Nino 3.4 di Bojonegoro

Pengujian distribusi normal secara statistik pada setiap variabel dilakukan dengan menggunakan uji Kolmogorov Smirnov (KS).

Tabel 4.2 Uji Normalitas Data dengan Kolmogorov Smirnov

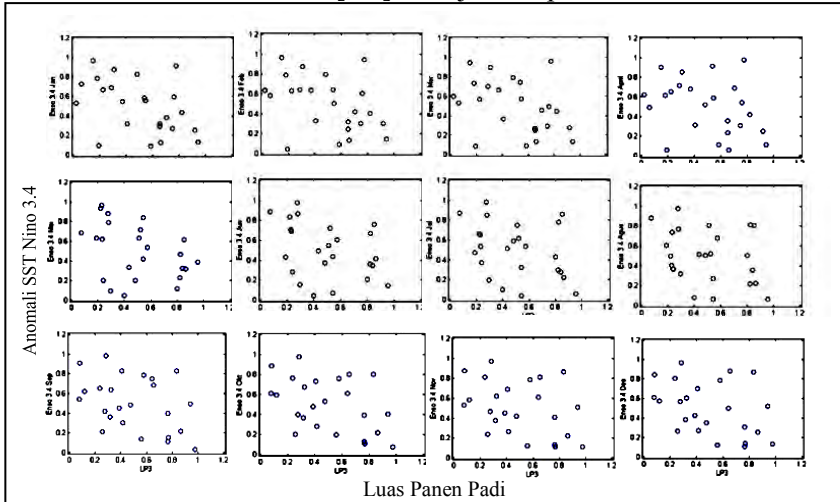
| Variabel | Nilai KS | p-value |
|---------------|----------|--------------|
| LP1 | 0,216 | 0,150 |
| SST 3.4 Jan | 0,099 | >0,15 |
| SST 3.4 Feb | 0,158 | 0,124 |
| SST 3.4 Mar | 0,089 | >0,15 |
| SST 3.4 April | 0,136 | >0,15 |
| LP2 | 0,205 | 0,010 |
| SST 3.4 Mei | 0,075 | >0,15 |
| SST 3.4 Jun | 0,082 | >0,15 |
| SST 3.4 Jul | 0,095 | >0,15 |
| SST 3.4 Agus | 0,103 | >0,15 |
| LP3 | 0,155 | 0,141 |
| SST 3.4 Sept | 0,087 | >0,15 |
| SST 3.4 Okt | 0,087 | >0,15 |
| SST 3.4 Nov | 0,079 | >0,15 |
| SST 3.4 Des | 0,096 | >0,15 |

Keterangan : Nilai **tebal** menunjukkan signifikan pada $\alpha = 0,05$

Tabel 4.1 menunjukkan bahwa luas panen padi periode 1, periode 3, dan SST Nino 3.4 bulan Januari – Desember memiliki p-value lebih dari $\alpha = 0,05$ ini berarti bahwa mengikuti berdistribusi normal. Hanya luas panen padi periode 2 saja yang tidak mengikuti distribusi normal, karena memiliki p-value kurang dari $\alpha = 0,05$.

4.4 Scatterplot Hasil Transformasi Variabel Random ke Uniform[0,1]

Sebelum menghitung estimasi parameter Copula, tahap pertama yang dilakukan adalah membuat *scatterplot* transformasi variabel random ke domain Uniform[0,1] ditunjukkan pada Gambar 4.4.



Gambar 4.4 *Scatterplot* Transformasi Luas Panen Padi di Bojonegoro dan Anomali SST Nino 3.4 ke Domain Uniform [0,1]

Gambar 4.4 menunjukkan bahwa plot hubungan data luas panen padi dengan SST Nino 3.4 yang telah dilakukan transformasi ke domain Uniform[0,1] menunjukkan kedekatan plot antara luas panen padi dan anomali SST Nino 3.4. Hal tersebut mengindikasikan adanya keeratan hubungan antara luas panen padi dan SST Nino 3.4.

4.5 Estimasi Parameter Copula

Jika terdapat salah satu variabel yang digunakan mengikuti distribusi normal, maka Copula Gaussian juga digunakan. Pada analisis Copula ini yang digunakan adalah Copula Frank, Clayton, Gumbel, dan Gaussian.

Tabel 4.3 Parameter θ Masing-masing Copula antara Luas Panen Padi di Bojonegoro dan SST NINO 3.4

| Variabel Y | Variabel X | Frank | Clayton | Gumbel | Gaussian |
|------------|---------------|--------|---------|--------|----------|
| LP1 | SST 3.4 Jan | -0,338 | -0,505 | 0,747 | -0,424 |
| | SST 3.4 Feb | -0,301 | -0,463 | 0,769 | -0,297 |
| | SST 3.4 Mar | -0,268 | -0,423 | 0,789 | -0,274 |
| | SST 3.4 April | -0,217 | -0,357 | 0,822 | -0,178 |
| LP2 | SST 3.4 Mei | -0,247 | -0,396 | 0,802 | -0,361 |
| | SST 3.4 Jun | -0,196 | -0,328 | 0,836 | -0,269 |
| | SST 3.4 Jul | -0,221 | -0,362 | 0,819 | -0,3 |
| | SST 3.4 Agus | -0,178 | -0,302 | 0,849 | -0,285 |
| LP3 | SST 3.4 Sept | -0,229 | -0,373 | 0,814 | -0,428 |
| | SST 3.4 Okt | -0,269 | -0,424 | 0,788 | -0,443 |
| | SST 3.4 Nov | -0,261 | -0,414 | 0,793 | -0,345 |
| | SST 3.4 Des | -0,283 | -0,441 | 0,779 | -0,336 |

Sebelum dilakukan perhitungan estimasi parameter, dilakukan perhitungan parameter θ terlebih dahulu. Perhitungan parameter θ menggunakan rumus pada Tabel 2.2 dengan nilai τ yang telah dihasilkan pada sub bab 4.2. Tabel 4.3 merupakan hasil perhitungan parameter θ masing-masing Copula. Parameter θ digunakan untuk mendapatkan estimasi parameter masing-masing Copula pada Tabel 4.4 sebagai berikut.

Tabel 4.4 Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau Kendall untuk Luas Panen Padi di Bojonegoro dan SST Nino 3.4

| Variabel Y | Variabel X | Jenis Copula | Estimasi Parameter | P-value |
|------------|-------------|--------------|--------------------|--------------|
| LP1 | SST 3.4 Jan | Frank | -3,356 | 0,061 |
| | | Clayton | -0,504 | 0,002 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,505 | 0,011 |
| | SST 3.4 Feb | Frank | -2,932 | 0,076 |
| | | Clayton | -0,463 | 0,007 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,455 | 0,026 |

Tabel 4.4 Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau Kendall untuk Luas Panen Padi di Bojonegoro dan SST Nino 3.4 (Lanjutan)

| Variabel Y | Variabel X | Jenis Copula | Estimasi Parameter | p-value |
|------------|---------------|--------------|--------------------|--------------|
| LP1 | SST 3.4 Mar | Frank | -2,565 | 0,099 |
| | | Clayton | -0,423 | 0,018 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,409 | 0,048 |
| | SST 3.4 April | Frank | -2,035 | 0,171 |
| | | Clayton | -0,357 | 0,071 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,335 | 0,124 |
| LP2 | SST 3.4 Mei | Frank | -2,343 | 0,078 |
| | | Clayton | -0,396 | 0,014 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,379 | 0,039 |
| | SST 3.4 Jun | Frank | -1,817 | 0,134 |
| | | Clayton | -0,327 | 0,056 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,302 | 0,099 |
| | SST 3.4 Jul | Frank | -2,076 | 0,156 |
| | | Clayton | -0,362 | 0,060 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,340 | 0,109 |
| LP3 | SST 3.4 Agus | Frank | -2,15 | 0,136 |
| | | Clayton | -0,372 | 0,045 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,351 | 0,895 |
| | SST 3.4 Sept | Frank | -2,225 | 0,125 |
| | | Clayton | -0,381 | 0,037 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,362 | 0,077 |
| | SST 3.4 Okt | Frank | -2,654 | 0,108 |
| | | Clayton | -0,433 | 0,019 |
| | | Gumbel | - | - |

Tabel 4.4 Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau Kendall untuk Luas Panen Padi di Bojonegoro dan SST Nino 3.4 (Lanjutan)

| Variabel Y | Variabel X | Jenis Copula | Estimasi Parameter | p-value |
|------------|-------------|--------------|--------------------|--------------|
| LP3 | SST 3.4 Okt | Gaussian | -0,42 | 0,051 |
| | | Frank | -2,565 | 0,096 |
| | | Clayton | -0,422 | 0,017 |
| | SST 3.4 Nov | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,408 | 0,046 |
| | | Frank | -2,803 | 0,062 |
| | SST 3.4 Des | Clayton | -0,449 | 0,005 |
| | | Gumbel | - | - |
| | | Gaussian | -0,439 | 0,021 |

Keterangan : Nilai **Bold** menunjukkan signifikan pada $\alpha = 0,10$

Tabel 4.4 merupakan estimasi parameter Copula yang menunjukkan struktur dependensi antara luas panen padi di Bojonegoro dengan SST Nino 3.4. Estimasi parameter yang signifikan pada luas panen padi periode 1 dengan SST Nino 3.4 bulan Januari, Februari, dan Maret adalah Copula Frank, Clayton, dan Gaussian karena $p\text{-value} < \alpha$. Sedangkan luas panen padi periode 1 dengan SST Nino 3.4 yang signifikan adalah Copula Clayton.

Parameter Copula yang signifikan pada luas panen padi periode 2 dengan SST Nino bulan Mei adalah Copula Frank, Clayton, dan Gaussian. Luas panen padi periode 2 dengan SST Nino 3.4 bulan Juni signifikan pada Copula Clayton dan Gaussian. Sedangkan dengan SST Nino bulan Juli dan Agustus signifikan pada Clayton.

Antara luas panen padi periode 3 memiliki hubungan dengan SST Nino 3.4 bulan September dan Oktober mengikuti Copula Clayton dan Gaussian. Sementara dengan SST Nino 3.4 bulan November dan Desember signifikan pada Copula Frank, Clayton, dan Gaussian.

Parameter yang signifikan karena memiliki nilai $p\text{-value} < \alpha$. Copula Gumbel pada luas panen padi di Bojonegoro dan SST Nino 3.4 tidak dapat diestimasi karena memiliki $\theta < 1$ yang ditunjukkan pada Tabel 4.3, seharusnya nilai θ yang dapat diestimasi adalah $\theta \in [1, \infty]$. Terdapat beberapa luas panen padi dan SST Nino 3.4 yang

memiliki struktur dependensi lebih dari satu jenis Copula, maka dilakukan *Fitting* dengan MLE untuk mendapatkan Copula terpilih. Tabel 4.5 merupakan perhitungan *Fitting* Copula menggunakan MLE. Copula yang terpilih berdasarkan hasil *fitting* dengan nilai *log-likelihood* paling besar.

Tabel 4.5 Hasil *Fitting* Copula dengan MLE

| Variabel Y | Variabel X | Jenis Copula | Estimasi Parameter | Log-Likelihood |
|-------------|-------------|--------------|--------------------|----------------|
| LP1 | SST 3.4 Jan | Frank | -3,714 | 3,051 |
| | | Clayton | - | - |
| | | Gaussian | -0,508 | 2,514 |
| | SST 3.4 Feb | Frank | -3,071 | 2,298 |
| | | Clayton | - | - |
| | | Gaussian | -0,441 | 1,746 |
| | SST 3.4 Mar | Frank | -2,994 | 2,091 |
| | | Clayton | - | - |
| | | Gaussian | -0,39 | 1,294 |
| LP2 | SST 3.4 Mei | Frank | -2,423 | 1,644 |
| | | Clayton | - | - |
| | | Gaussian | -0,442 | 1,756 |
| | SST 3.4 Jun | Frank | -1,963 | 1,094 |
| | | Clayton | -0,285 | 0,713 |
| | | Gaussian | -0,372 | 1,156 |
| | SST 3.4 Jul | Clayton | -0,367 | 1,538 |
| | | Gaussian | -0,37 | 1,138 |
| | LP3 | SST 3.4 Sept | Clayton | -0,416 |
| Gaussian | | | -0,462 | 1,961 |
| SST 3.4 Okt | | Clayton | -0,417 | 2,979 |
| | | Gaussian | -0,508 | 2,512 |

| | | | |
|-------------|----------|--------|--------------|
| SST 3.4 Nov | Frank | -2,677 | 1,925 |
| | Clayton | -0,444 | 3,431 |
| | Gaussian | -0,493 | 2,327 |
| SST 3.4 Des | Frank | -2,804 | 2,069 |
| | Clayton | -0,451 | 3,863 |
| | Gaussian | -0,472 | 2,078 |

Keterangan: Nilai **tebal** menunjukkan Copula terpilih

Struktur dependensi antara luas panen padi periode 1 dengan SST Nino 3.4 bulan Januari, Februari, dan Maret mengikuti Copula Frank. Copula Frank ini tidak memiliki tail dependensi artinya kejadian ekstrim terjadi ketika nilai SST Nino 3.4 dan luas panen padi nilainya tinggi dan rendah, maka hubungannya semakin erat.

Sedangkan luas panen padi dan SST Nino 3.4 bulan April signifikan pada Copula Clayton. Copula ini memiliki tail dependensi di bawah, artinya kejadian ekstrim terjadi ketika SST Nino 3.4 bernilai rendah pada bulan April dan luas panen padi yang diperoleh akan semakin kecil maka hubungannya semakin erat. Begitu pula pada luas panen padi periode 2 dengan SST Nino 3.4 bulan Juli dan Agustus, serta luas panen padi periode 3 dengan SST Nino September, Oktober, November, dan Desember yang mengikuti Copula Clayton.

Pada luas panen padi periode 2 dengan SST Nino bulan Mei dan Juni mengikuti Copula Gaussian sehingga memiliki hubungan yang linier.

Tabel 4.6 Jenis Copula Terpilih pada Masing-masing Variabel

| Variabel Y | Variabel X | Jenis Copula | Parameter |
|------------|-------------|--------------|-----------|
| LP1 | SST 3.4 Jan | Frank | -3,356 |
| | SST 3.4 Feb | Frank | -2,932 |
| | SST 3.4 Mar | Frank | -2,565 |

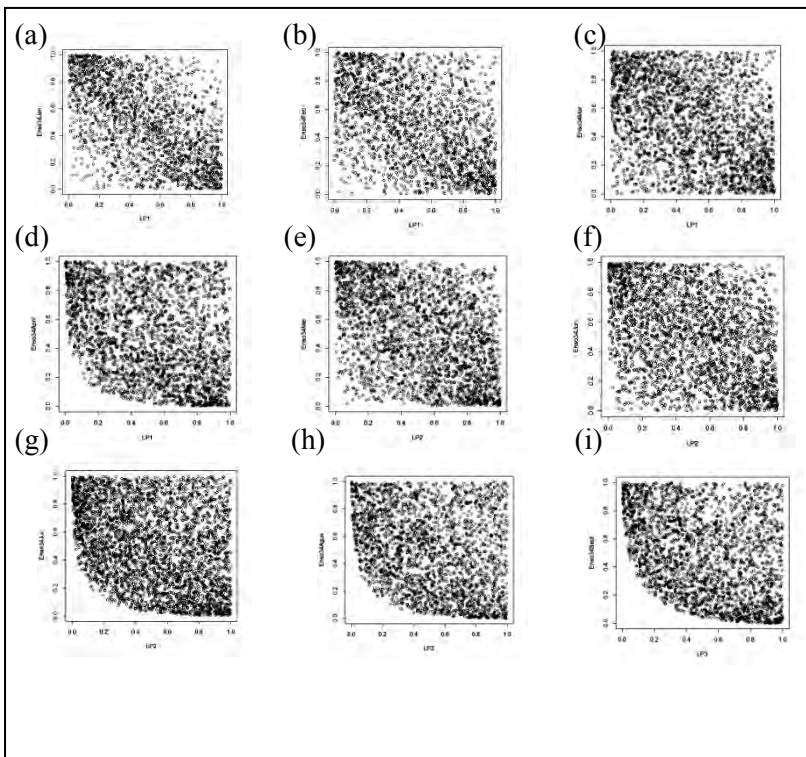
| | | | |
|-----|---------------|----------|--------|
| LP2 | SST 3.4 April | Clayton | -0,357 |
| | SST 3.4 Mei | Gaussian | -0,379 |
| | SST 3.4 Jun | Gaussian | -0,302 |
| | SST 3.4 Jul | Clayton | -0,367 |
| | SST 3.4 Agus | Clayton | -0,372 |
| LP3 | SST 3.4 Sept | Clayton | -0,381 |
| | SST 3.4 Okt | Clayton | -0,433 |
| | SST 3.4 Nov | Clayton | -0,422 |
| | SST 3.4 Des | Clayton | -0,449 |

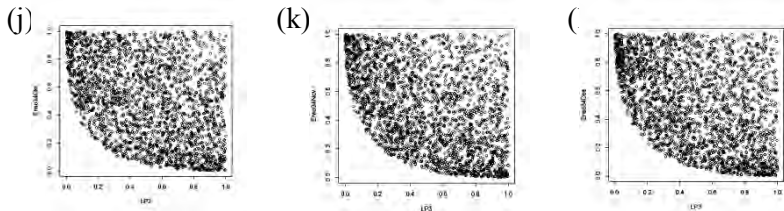
Ket : Copula Frank = tidak mengikuti tail dependensi

Copula Clayton = tail dependensi di bawah

Copula Gaussian = hubungan linier

Jenis struktur dependensi Copula yang terpilih terangkum dalam Tabel 4.6. Hubungan antara luas panen padi dan indikator ENSO 3.4 mengikuti struktur dependensi Copula yang berbeda-beda pada tiap variabel, sebagian besar mengikuti Clayton. Model dependensi Copula pada setiap variabel ditunjukkan pada Gambar 4.5 yaitu *scatterplot rank* Copula dengan dibangkitkan sebanyak 2500 data.





Gambar 4.5 Scatterplot Rank Copula bangkitan data ($n=2500$) antara Luas Panen Padi Periode 1 dengan SST Nino 3.4 Januari (a), Februari (b), Maret (c), April (d), Luas Panen Padi Periode 2 dengan SST Nino 3.4 Mei (e), Juni (f), Juli (g), Agustus (h), Luas Panen Padi Periode 3 dengan SST Nino 3.4 September(i), Oktober (j), Nopember (k), Desember (l)

4.6 Model Hubungan Luas Panen dan SST Nino 3.4 Menggunakan Robust M-Estimation

Pemodelan luas panen padi dan SST Nino 3.4 dengan metode Robust M-estimation menghasilkan nilai koefisien determinasi pada periode 1 sebesar 33,94%, periode sebesar 16,63%, dan periode 3 sebesar 16,72%. Keragaman variabel SST Nino 3.4 yang menjelaskan model tidak cukup besar, berarti masih terdapat variabel lain yang dapat mempengaruhi luas panen.

Tabel 4.7 Regresi Luas Panen Padi dan SST Nino 3.4 dengan Robust M-Estimation

| Periode | Parameter | Estimasi | Standar Error | p-value | R ² |
|---------|-----------|-----------|---------------|---------|----------------|
| 1 | β_0 | 66040,54 | 1188,13 | <0,000 | 33,94% |
| | β_1 | -18105,10 | 5148,63 | 0,000 | |
| | β_2 | 17149,00 | 8645,54 | 0,047 | |
| | β_3 | 3452,03 | 10399,03 | 0,740 | |
| | β_4 | -979,97 | 6347,22 | 0,884 | |
| 2 | β_0 | 30078,58 | 3332,99 | <0,000 | 16,63% |
| | β_1 | -13541,00 | 9437,08 | 0,151 | |
| | β_2 | 19404,72 | 20098,96 | 0,334 | |

| Periode | Parameter | Estimasi | Standar Error | p-value | R ² |
|---------|-----------|----------|---------------|---------|----------------|
| 3 | β_3 | -13737,7 | 23372,93 | 0,557 | 16,72% |
| | β_4 | -2547,63 | 14688,34 | 0,862 | |
| | β_0 | 7354,22 | 666,13 | <0,000 | |
| | β_1 | 1432,88 | 3871,33 | 0,711 | |
| | β_2 | -7264,97 | 4640,77 | 0,117 | |
| | β_3 | 6744,24 | 5198,16 | 0,194 | |
| | β_4 | -2077,43 | 3117,31 | 0,505 | |

Model luas panen padi dengan SST Nino 3.4 yang terbentuk adalah.

$$\widehat{LP}_1 = 66040,54 - 18105,10 SST3.4_{Jan} + 17149,00 SST3.4_{Feb} \\ + 3452,03 SST3.4_{Mar} - 979,7 SST3.4_{April}$$

$$\widehat{LP}_2 = 30078,58 - 13541,00 SST3.4_{Mei} + 19404,72 SST3.4_{Jun} \\ - 13737,7 SST3.4_{Jul} - 2547,63 SST3.4_{Agus}$$

$$\widehat{LP}_3 = 7354,22 + 1432,88 SST3.4_{Sept} - 7264,97 SST3.4_{Okt} \\ + 6744,24 SST3.4_{Nov} - 2077,43 SST3.4_{Des}$$

Pada analisis hubungan Copula yang ditunjukkan Tabel 4.6 semua variabel SST Nino 3.4 memiliki hubungan dengan luas panen padi di Bojonegoro, sehingga semua variabel masuk dalam model. Berdasarkan model yang terbentuk maka didapatkan prediksi luas panen padi pada tahun 2013 (data *out sample*).

Tabel 4.8 Prediksi dan *Error* Pemodelan Luas Panen Padi

| Periode | Prediksi | Error |
|------------------|----------|----------|
| \widehat{LP}_1 | 65942,58 | 7133,419 |
| \widehat{LP}_2 | 34631,68 | 15576,32 |
| \widehat{LP}_3 | 9801,898 | 10216,10 |

Prediksi luas panen padi yang paling besar adalah luas panen padi periode 3. Hal tersebut berarti bahwa periode yang paling

produktif untuk penanaman padi dilakukan pada periode 3 y yaitu bulan September, Oktober, November, dan Desember. Setelah mendapatkan prediksi luas panen padi pada tahun 2013, dapat dihitung kesalahan atau *error* taksiran dari model. Kesalahan taksiran masih tinggi, hingga mencapai ribuan hektar. Hal tersebut disebabkan karena model hanya melibatkan faktor iklim, seperti digambarkan oleh koefisien determinasi (Tabel 4.7) yang kecil.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan, didapatkan kesimpulan sebagai berikut.

1. Identifikasi hubungan antara luas panen padi di Bojonegoro dan indikator ENSO yaitu anomali SST Nino 3.4 menggunakan korelasi Pearson dan Tau Kendall tidak dapat menjelaskan hubungan baik, ditunjukkan dari hasil nilai koefisien yang kecil. Berdasarkan pendekatan Copula yang dilakukan menghasilkan hubungan yang lebih spesifik antar kedua variabel. Hal ini ditunjukkan pada pengujian dependensi Copula yang signifikan di setiap periode. Sebagian besar mengikuti Copula Clayton yang memiliki tail dependensi di bawah artinya kejadian ekstrim terjadi ketika anomali SST Nino 3.4 bernilai rendah dan luas panen padi di Bojonegoro yang diperoleh akan semakin kecil maka hubungannya semakin erat, terutama pada periode 3.
2. Model hubungan yang didapatkan antara luas panen padi di Bojonegoro dan SST Nino 3.4 menggunakan regresi Robus M-*Estimation* adalah.

$$\widehat{LP}_1 = 66040,54 - 18105,10 SST3.4_{Jan} + 17149,00 SST3.4_{Feb} \\ + 3452,03 SST3.4_{Mar} - 979,7 SST3.4_{April}$$

$$\widehat{LP}_2 = 30078,58 - 13541,00 SST3.4_{Mei} + 19404,72 SST3.4_{Jun} \\ - 13737,7 SST3.4_{Jul} - 2547,63 SST3.4_{Agus}$$

$$\widehat{LP}_3 = 7354,22 + 1432,88 SST3.4_{Sept} - 7264,97 SST3.4_{Okt} \\ + 6744,24 SST3.4_{Nov} - 2077,43 SST3.4_{Des}$$

Masing-masing model menghasilkan nilai koefisien determinasi pada periode 1 sebesar 33,94%, periode 2 sebesar 16,63%, dan periode 3 sebesar 16,72%.

5.2 Saran

Saran yang dapat direkomendasikan untuk penelitian selanjutnya adalah sebagai berikut.

1. Identifikasi hubungan yang dilakukan akan lebih baik dan akurat jika menggunakan jumlah data yang lebih besar, sehingga bentuk pola dapat terlihat lebih jelas.
2. Pemodelan pada luas panen padi untuk penelitian selanjutnya perlu dilakukan dengan menambah variabel selain iklim agar model lebih akurat.

DAFTAR PUSTAKA

- Alma, Ö. G. (2010). Comparison of Robust Regression Methods in Linier Regression. *Contemp Math Sciences* , 409-421.
- Anisa, K. (2015). *Analisis Hubungan Curah Hujan dan Indikator El-Nino Southern Oscillation di Sentra Produksi Padi Jawa Timur dengan Pendekatan Copula*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Atmosfer-LAPAN, B. P. (2014). *Bidang Pemodelan Atmosfer*. Retrieved Februari 23, 2014, from ENSO (El-Nino Southern Oscillation): <http://moklim.bdg.lapan.go.id/content/enso-el-nino-southern-oscillation>
- Bekti, R. (2009). *Pemodelan Anomali Luas Panen Padi dan Curah Hujan Terboboti (WRI) di Kabupaten Indramayu, Subang dan Karawang Menggunakan Metode Robust Antara lain M-estimation Huber, M-estimation Tukey Bisquare dan LTS*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Berg, D., & Bakken, H. (2007). *A Copula Goodness-of-Fit Approach Based On The Conditional Probability Integral Transformation*. Norwegia: The Norwegian Computing.
- Berita Jatim. (2015, Januari 22). *Target Produksi Padi Bojonegoro Capai 1 Juta Ton*. Retrieved Maret 1, 2015, from [beritajatim.com: http://m.beritajatim.com/ekonomi/229299/target_produksi_padi_bojonegoro_capai_1_juta_ton.html#.VPMvjSyjvYg](http://m.beritajatim.com/ekonomi/229299/target_produksi_padi_bojonegoro_capai_1_juta_ton.html#.VPMvjSyjvYg)
- BPS. (2014). *Berita Resmi Statistik Provinsi Jawa Timur, No. 20/03/35/Th.XII*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Chen, C. (2002). *Robust Regression and Outlier Detection with the Robustreg Procedure*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Climate Prediction Center/NCEP. (2015). *ENSO: Recent Evolution, Current Status and Predictions*. Maryland: NOAA.
- Daniel, W. W. (1989). *Statistik Nonparametrik Terapan*. Jakarta: Gramedia.
- Fox, J. (2002). Robust Regression. *Appendix to An R and S-PLUS Companion to Applied Regression*.

- Genest, C., & Rivest, L.-P. (1993). Statistical Inference Procedures for Bivariate Archimedean Copulas. *Jurnal of the American Statistical Association* , 1034-1043.
- Kpanzou, T. A. (2007). *Copulas in Statistics*. African Institute for Mathematical Sciences (AIMS).
- Mikosch, T. (2008). *Copula: Tales and Facts*. Copenhagen: Laboratory of Actuarial Mathematics, University of Copenhagen, Universitetsparken 5, DK-2100.
- Nelsen, R. B. (2005). *An Introduction to Copulas : Second Edition* . New York: Springer.
- Oktaviana, P. P. (2012). *Pendekatan Copula untuk Penyusunan Peta Kerawanan Puso Tanaman Padi di Jawa Timur dengan Indikator El-Nino Southern Oscillation (ENSO)*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Ratih, I. D. (2013). *Pemodelan Luas Panen Padi di Jawa Timur dengan Gaussian Copula Marginal Regression*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Ryan, T. P. (1997). *Modern Regression Methods*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Savitri, R. A. (2015). *Pemodelan Luas Panen Padi dengan Indikator El-Nino Southern Oscillation (ENSO) di Kabupaten Bondowoso Menggunakan Regresi Robust*. Surabaya: Institut Teknoligi Sepuluh Nopember.
- Scholzel, C., & Friederich, P. (2008). Multivariate Non-Normally Distributed random Variables in Climate Research- Introduction to The Copula Approach. *Nonlin. Processes Geophys* , 761-772.
- Walpole, R. E. (2012). *Probability & Statistics for Engineers & Scientists Ninth Edition*. London: Pearson Education LTD.
- Wang, A. (2010). Goodness-of-Fit Tests For Archimedean Copula Models. *Statistica Sinica* , 441-453.

DAFTAR LAMPIRAN

| | Halaman |
|---|---------|
| Lampiran 1A Data Luas Panen Padi dan Anomali SST Nino 3.4 Periode 1 (Januari, Februari, Maret dan April)..... | 41 |
| Lampiran 1B Data Luas Panen Padi dan Anomali SST Nino 3.4 Periode 2 (Mei, Juni, Juli, Agustus)..... | 42 |
| Lampiran 1C Data Luas Panen Padi dan Anomali SST Nino 3.4 Periode 3 (September, Oktober, November, Desember)..... | 43 |
| Lampiran 2 Program Matlab <i>Scatterplot</i> Transformasi $U[0,1]$.. | 44 |
| Lampiran 3 Program R Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau-Kendall | 45 |
| Lampiran 4 Program R <i>Fitting</i> Copula dengan MLE..... | 47 |
| Lampiran 5 Program R <i>Scatterplot Rank</i> Copula..... | 48 |
| Lampiran 6 Program SAS Regresi Robust <i>M-Estimation</i> | 49 |
| Lampiran 6A Output SAS Regresi Robust <i>M-Estimation</i> dan Identifikasi <i>Outlier Leverage</i> Periode 1 | 50 |
| Lampiran 6B Output SAS Regresi Robust <i>M-Estimation</i> dan Identifikasi <i>Outlier Leverage</i> Periode 2..... | 51 |
| Lampiran 6C Output SAS Regresi Robust <i>M-Estimation</i> dan Identifikasi <i>Outlier Leverage</i> Periode 3..... | 52 |
| Lampiran 7 Output Minitab Pengujian Normalitas Variabel Luas Panen Padi dan Anomali SST 3.4 | 53 |

LAMPIRAN

Lampiran 1A Data Luas Panen Padi dan Anomali SST Nino 3.4
Periode 1 (Januari, Februari, Maret dan April)

| Tahun | LP 1 | SST 3.4 Januari | SST 3.4 Februari | SST 3.4 Maret | SST 3.4 April |
|-------|-------|--------------------|---------------------|------------------|------------------|
| 1990 | 64791 | -0.02 | 0.23 | 0.24 | 0.24 |
| 1991 | 60935 | 0.44 | 0.21 | 0.03 | 0.2 |
| 1992 | 72249 | 1.84 | 1.91 | 1.61 | 1.36 |
| 1993 | 68102 | 0.12 | 0.25 | 0.44 | 0.81 |
| 1994 | 68252 | 0.03 | -0.13 | 0.05 | 0.12 |
| 1995 | 59509 | 0.98 | 0.73 | 0.41 | 0.15 |
| 1996 | 70096 | -0.83 | -0.87 | -0.6 | -0.42 |
| 1997 | 70920 | -0.61 | -0.36 | -0.19 | 0.25 |
| 1998 | 58295 | 2.53 | 2.14 | 1.45 | 0.78 |
| 1999 | 70234 | -1.67 | -1.31 | -0.97 | -0.94 |
| 2000 | 68917 | -1.92 | -1.53 | -1.14 | -0.77 |
| 2001 | 65555 | -0.83 | -0.61 | -0.38 | -0.26 |
| 2002 | 64754 | -0.07 | 0.23 | 0.1 | 0.16 |
| 2003 | 67098 | 1.19 | 0.77 | 0.59 | 0.03 |
| 2004 | 71932 | 0.17 | 0.14 | -0.12 | 0.06 |
| 2005 | 62672 | 0.53 | 0.24 | 0.33 | 0.29 |
| 2006 | 70069 | -0.93 | -0.64 | -0.65 | -0.19 |
| 2007 | 43869 | 0.69 | 0.09 | -0.04 | 0 |
| 2008 | 60004 | -1.86 | -1.89 | -1.15 | -0.95 |
| 2009 | 71707 | -1.03 | -0.68 | -0.55 | -0.27 |
| 2010 | 63232 | 1.5 | 1.22 | 1.08 | 0.59 |
| 2011 | 76670 | -1.64 | -1.27 | -0.98 | -0.76 |
| 2012 | 75828 | -1.08 | -0.69 | -0.58 | -0.39 |
| 2013 | 73076 | -0.41 | -0.4 | -0.22 | -0.1 |

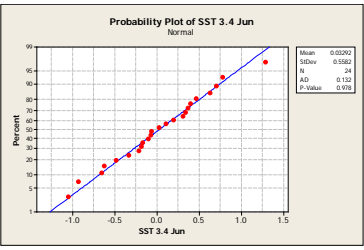
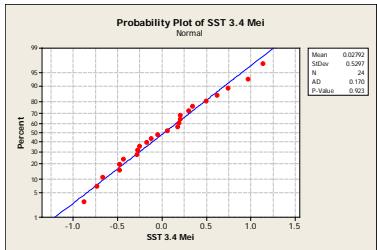
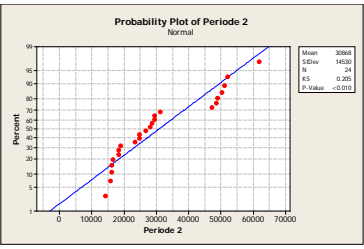
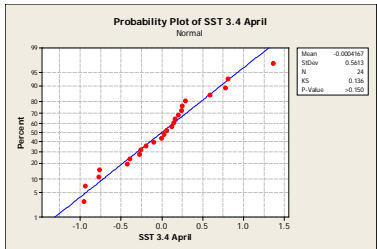
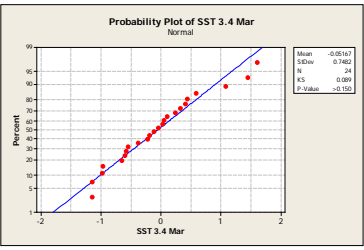
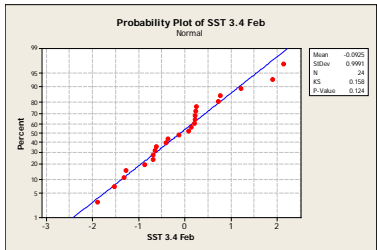
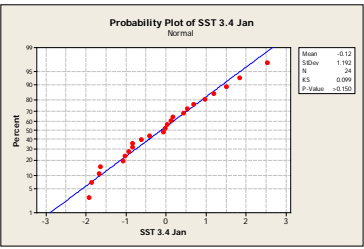
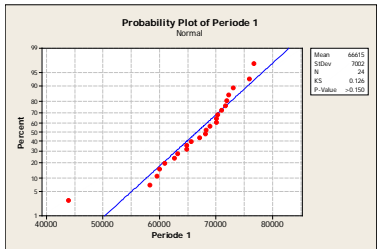
Lampiran 1B Data Luas Panen Padi dan Anomali SST Nino 3.4
Periode 2 (Mei, Juni, Juli, Agustus)

| Tahun | LP 2 | SST 3.4 Mei | SST 3.4 Juni | SST 3.4 Juli | SST 3.4 Agustus |
|-------|-------|----------------|-----------------|-----------------|--------------------|
| 1990 | 14271 | 0.21 | -0.07 | 0.03 | 0.23 |
| 1991 | 18287 | 0.5 | 0.71 | 0.7 | 0.62 |
| 1992 | 16174 | 1.14 | 0.37 | 0.31 | -0.18 |
| 1993 | 15739 | 0.97 | 0.63 | 0.33 | 0.02 |
| 1994 | 16243 | 0.19 | 0.34 | 0.13 | 0.53 |
| 1995 | 29479 | -0.12 | -0.06 | -0.21 | -0.49 |
| 1996 | 16584 | -0.48 | -0.33 | -0.13 | -0.26 |
| 1997 | 18269 | 0.75 | 1.29 | 1.7 | 2.02 |
| 1998 | 29458 | 0.62 | -0.93 | -1.28 | -1.33 |
| 1999 | 23343 | -0.88 | -1.05 | -0.87 | -1.23 |
| 2000 | 18961 | -0.73 | -0.62 | -0.5 | -0.37 |
| 2001 | 24805 | -0.25 | 0.03 | 0.1 | 0.05 |
| 2002 | 24770 | 0.3 | 0.78 | 0.76 | 0.97 |
| 2003 | 26747 | -0.48 | -0.17 | 0.21 | 0.03 |
| 2004 | 28061 | 0.21 | 0.11 | 0.47 | 0.72 |
| 2005 | 28671 | 0.35 | 0.4 | 0.25 | 0.06 |
| 2006 | 31192 | 0.06 | 0.2 | 0.13 | 0.4 |
| 2007 | 52100 | -0.28 | -0.1 | -0.43 | -0.62 |
| 2008 | 47108 | -0.67 | -0.48 | -0.03 | 0.03 |
| 2009 | 51050 | 0.18 | 0.47 | 0.72 | 0.71 |
| 2010 | 61869 | -0.17 | -0.65 | -1.13 | -1.32 |
| 2011 | 48536 | -0.43 | -0.18 | -0.26 | -0.64 |
| 2012 | 48912 | -0.05 | 0.31 | 0.53 | 0.73 |
| 2013 | 50208 | -0.27 | -0.21 | -0.31 | -0.28 |

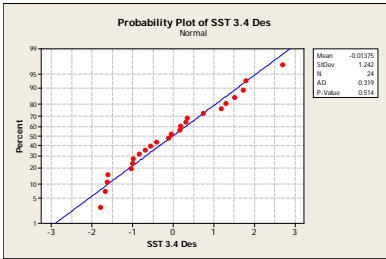
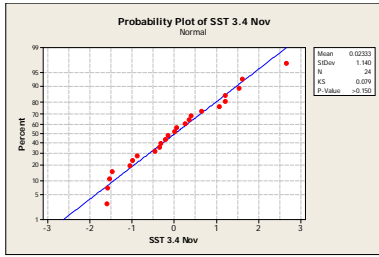
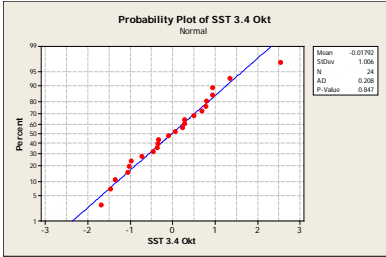
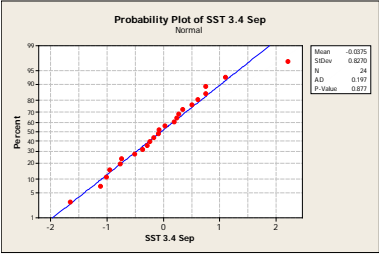
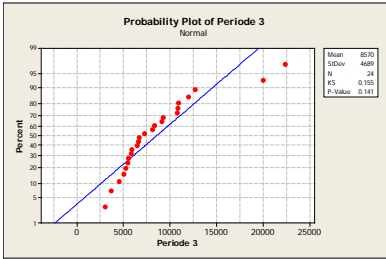
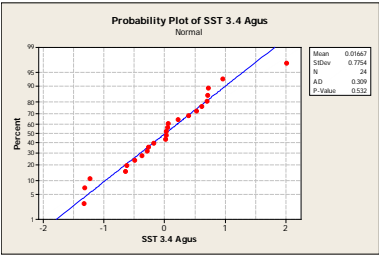
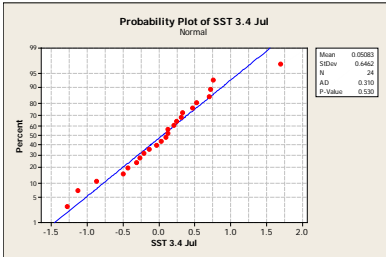
Lampiran 1C Data Luas Panen Padi dan Anomali SST Nino 3.4
Periode 3 (September, Oktober, November,
Desember)

| Tahun | LP 3 | SST 3.4 September | SST 3.4 Oktober | SST 3.4 November | SST 3.4 Desember |
|-------|-------|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 1990 | 14271 | 0.21 | -0.07 | 0.03 | 0.23 |
| 1991 | 18287 | 0.5 | 0.71 | 0.7 | 0.62 |
| 1992 | 16174 | 1.14 | 0.37 | 0.31 | -0.18 |
| 1993 | 15739 | 0.97 | 0.63 | 0.33 | 0.02 |
| 1994 | 16243 | 0.19 | 0.34 | 0.13 | 0.53 |
| 1995 | 29479 | -0.12 | -0.06 | -0.21 | -0.49 |
| 1996 | 16584 | -0.48 | -0.33 | -0.13 | -0.26 |
| 1997 | 18269 | 0.75 | 1.29 | 1.7 | 2.02 |
| 1998 | 29458 | 0.62 | -0.93 | -1.28 | -1.33 |
| 1999 | 23343 | -0.88 | -1.05 | -0.87 | -1.23 |
| 2000 | 18961 | -0.73 | -0.62 | -0.5 | -0.37 |
| 2001 | 24805 | -0.25 | 0.03 | 0.1 | 0.05 |
| 2002 | 24770 | 0.3 | 0.78 | 0.76 | 0.97 |
| 2003 | 26747 | -0.48 | -0.17 | 0.21 | 0.03 |
| 2004 | 28061 | 0.21 | 0.11 | 0.47 | 0.72 |
| 2005 | 28671 | 0.35 | 0.4 | 0.25 | 0.06 |
| 2006 | 31192 | 0.06 | 0.2 | 0.13 | 0.4 |
| 2007 | 52100 | -0.28 | -0.1 | -0.43 | -0.62 |
| 2008 | 47108 | -0.67 | -0.48 | -0.03 | 0.03 |
| 2009 | 51050 | 0.18 | 0.47 | 0.72 | 0.71 |
| 2010 | 61869 | -0.17 | -0.65 | -1.13 | -1.32 |
| 2011 | 48536 | -0.43 | -0.18 | -0.26 | -0.64 |
| 2012 | 48912 | -0.05 | 0.31 | 0.53 | 0.73 |
| 2013 | 50208 | -0.27 | -0.21 | -0.31 | -0.28 |

Lampiran 2 Output Minitab Pengujian Normalitas Variabel Luas Panen Padi dan Anomali SST 3.4



Lampiran 2 Output Minitab Pengujian Normalitas Variabel Luas Panen Padi dan Anomali SST 3.4 (Lanjutan)



Lampiran 3 Program Matlab *Scatterplot* Transformasi U[0,1]

```
LP1 = LP1
SST34Jan = SST34Jan
u1 = ksdensity(LP1,LP1,'function','cdf');
v1= ksdensity(SST34Jan, SST34Jan,'function','cdf');
scatterhist(u1,v1)
xlabel('LP1')
ylabel('SST 3.4 Jan')

LP2 = LP2
SST34Mei = SST34Mei
u1 = ksdensity(LP2,LP2,'function','cdf');
v1= ksdensity(SST34Mei, SST34Mei,'function','cdf');
scatterhist(u1,v1)
xlabel('LP2')
ylabel('SST 3.4 Mei')

LP3 = LP3
SST34Sept = SST34Sept
u1 = ksdensity(LP3,LP3,'function','cdf');
v1= ksdensity(SST34Sept, SST34Sept,'function','cdf');
scatterhist(u1,v1)
xlabel('LP3')
ylabel('SST 3.4 Sept')
```

Lampiran 4 Program R Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau-Kendall

```
library(copula)
data = read.table("d://data.txt",header=TRUE)
SST34Jan =data[,4]
LP1=data[,1]
n<-nrow(data)
p1<-cbind(SST34Jan,LP1)
u<-p1[,1]
v<-p1[,2]
rankp1<-apply(p1,2,rank)/(n+1)
fc<-frankCopula(-0.338)
fitCopula(fc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of
Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value   Pr(>|z|)
param -3.356773   1.793175 -1.871972 0.06121046
cc<-claytonCopula(-0.505)
fitCopula(cc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of
Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value   Pr(>|z|)
param -0.5047496 0.1658135 -3.044081 0.002333923
gc<-gumbelCopula(0.747)
Error in validObject(.Object) :
invalid class "gumbelCopula" object: Parameter
value out of bound
fitCopula(gc,rankp1,method="itau")
Error in fitCopula.itau(copula, data,
estimate.variance) :
trying to get slot "parameters" from an object
of a basic class ("function") with no slots
nc<-normalCopula(-0.424)
fitCopula(nc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of
```

Ket : Tulisan yang bercetak **tebal** merupakan output

Lampiran 4 Program R Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau-Kendall (Lanjutan)

```
LP1=data[,1]
SST34Feb=data[,5]
n<-nrow(data)
p1<-cbind(SST34Feb,LP1)
u<-p1[,1]
v<-p1[,2]
rankp1<-apply(p1,2,rank)/(n+1)
fc<-frankCopula(-0.301)
fitCopula(fc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value   Pr(>|z|)
param -2.931844    1.657594 -1.768734 0.07693826
cc<-claytonCopula(-0.463)
fitCopula(cc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value   Pr(>|z|)
param -0.463041    0.1725047 -2.684223 0.007269852
gc<-gumbelCopula(0.769)
Error in validObject(.Object) :
invalid class "gumbelCopula" object: Parameter value
out of bound
fitCopula(gc,rankp1,method="itau")
Error in fitCopula.itau(copula, data,
estimate.variance) :
trying to get slot "parameters" from an object of a
basic class ("function") with no slots
nc<-normalCopula(-0.297)
fitCopula(nc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value   Pr(>|z|)
rho.1 -0.4557684    0.204204 -2.231927 0.02561979
```

Ket : Tulisan yang bercetak **tebal** merupakan output

Lampiran 4 Program R Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau-Kendall (Lanjutan)

```

LP1=data[,1]
SST34Mar=data[,6]
n<-nrow(data)
p1<-cbind(SST34Mar,LP1)
u<-p1[,1]
v<-p1[,2]
rankp1<-apply(p1,2,rank)/(n+1)
fc<-frankCopula(-0.268)
fitCopula(fc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error    z value    Pr(>|z|)
param -2.565035    1.554329 -1.650252 0.09889131
cc<-claytonCopula(-0.423)
fitCopula(cc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error    z value    Pr(>|z|)
param -0.4228571    0.1790951 -2.361077 0.01822197
gc<-gumbelCopula(0.789)
Error in validObject(.Object) :
invalid class "gumbelCopula" object: Parameter value
out of bound
fitCopula(gc,rankp1,method="itau")
Error in fitCopula.itau(copula, data,
estimate.variance) :
trying to get slot "parameters" from an object of a
basic class ("function") with no slots
nc<-normalCopula(-0.274)
fitCopula(nc,rankp1,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error    z value    Pr(>|z|)
rho.1 -0.4088153    0.2064334 -1.980373 0.04766158

```

Ket : Tulisan yang bercetak **tebal** merupakan output

Lampiran 4 Program R Estimasi Parameter Copula dengan Pendekatan Tau-Kendall (Lanjutan)

```
LP1=data[,1]
SST34April=data[,7]
n<-nrow(data)
p14<-cbind(SST34April,LP1)
u4<-p14[,1]
v4<-p14[,2]
rankp14<-apply(p14,2,rank)/(n+1)
fc<-frankCopula(-0.217)
fitCopula(fc,rankp14,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value Pr(>|z|)
param -2.035338   1.489069 -1.366853 0.1716714
cc<-claytonCopula(-0.357)
fitCopula(cc,rankp14,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value Pr(>|z|)
param -0.3571429  0.1984549 -1.799617 0.07192109
gc<-gumbelCopula(0.822)
Error in validObject(.Object) :
invalid class "gumbelCopula" object: Parameter value
out of bound
fitCopula(gc,rankp14,method="itau")
Error in fitCopula.itau(copula, data,
estimate.variance) :
trying to get slot "parameters" from an object of a
basic class ("function") with no slots
nc<-normalCopula(-0.178)
fitCopula(nc,rankp14,method="itau")
The estimation is based on the inversion of Kendall's tau
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error   z value Pr(>|z|)
rho.1 -0.3348796  0.2176623 -1.538528 0.1239195
```

Ket : Tulisan yang bercetak **tebal** merupakan output

Lampiran 5 Program R *Fitting* Copula dengan MLE

```
Library(copula)
data = read.table("d://data.txt",header=TRUE)
LP1=data[,1]
SST34Jan=data[,4]
n<-nrow(data)
p11<-cbind(LP1,SST34Jan)
ul<-p11[,1]
vl<-p11[,2]
rankp11<-apply(p11,2,rank)/(n+1)
fc<-frankCopula(-2.931)
fitCopula(fc,rankp11,method="ml")
The estimation is based on the maximum likelihood
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error      z value
Pr(>|z|)
param -3.714296  1.512408 -2.455882 0.01405395
The maximized loglikelihood is  3.050891
The convergence code is  0
cc<-claytonCopula(-0.463)
fitCopula(cc,rankp11,method="ml")
Error in optim(start, loglikCopula, lower = lower,
upper = upper, method = method, :
initial value in 'vmmmin' is not finite
nc<-normalCopula(-0.456)
fitCopula(nc,rankp11,method="ml")
The estimation is based on the maximum likelihood
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error      z value
Pr(>|z|)
rho.1 -0.5082055  0.1512588 -3.359841 0.0007798741
The maximized loglikelihood is  2.514055
The convergence code is  0
```

Ket : Tulisan yang bercetak **tebal** merupakan output

Lampiran 5 Program R *Fitting* Copula dengan MLE (Lanjutan)

```
SST34Feb=data[,5]
n<-nrow(data)
p12<-cbind(LP1,SST34Feb)
u2<-p12[,1]
v2<-p12[,2]
rankp12<-apply(p12,2,rank)/(n+1)
fc<-frankCopula(-2.849)
fitCopula(fc,rankp12,method="ml")
The estimation is based on the maximum likelihood
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error      z value
Pr(>|z|)
param -3.243998   1.487181 -2.181307 0.0291607
The maximized loglikelihood is 2.414303
The convergence code is 0
cc<-claytonCopula(-0.454)
fitCopula(cc,rankp12,method="ml")
Error in optim(start, loglikCopula, lower =
lower, upper = upper, method = method, :
initial value in 'vmmmin' is not finite
nc<-normalCopula(-0.445)
fitCopula(nc,rankp12,method="ml")
The estimation is based on the maximum likelihood
and a sample of size 24.
      Estimate Std. Error      z value
Pr(>|z|)
rho.1 -0.4410593 0.1731852 -2.54675 0.01087314
The maximized loglikelihood is 1.746115
The convergence code is 0
```

Ket : Tulisan yang bercetak **tebal** merupakan output

Lampiran 6 Program R *Scatterplot Rank Copula*

```
n=24
n1=2500
fc1<-frankCopula(-3.714)
lp1a<-rcopula(fc1,n)
plot(lp1a,xlab="LP1",ylab="SST34Jan")
lp1b<-rcopula(fc1,n1)
plot(lp1b,xlab="LP1",ylab="SST34Jan")

n=24
n1=2500
fc1<-frankCopula(-2.932)
lp1a<-rcopula(fc1,n)
plot(lp1a,xlab="LP1",ylab="SST34Feb")
lp1b<-rcopula(fc1,n1)
plot(lp1b,xlab="LP1",ylab="SST34Feb")

n=24
n1=2500
fc3<-frankCopula(-2.091)
lp1a<-rcopula(fc3,n)
plot(lp1a,xlab="LP1",ylab="SST34Mar")
lp1b<-rcopula(fc3,n1)
plot(lp1b,xlab="LP1",ylab="SST34Mar")

n=24
n1=2500
cc1<-claytonCopula(-0.357)
lp1a<-rcopula(cc1,n)
plot(lp1a,xlab="LP1",ylab="SST34April")
lp1b<-rcopula(cc1,n1)
plot(lp1b,xlab="LP1",ylab="SST34April")
```

Lampiran 7A Program SAS Regresi Robust M-Estimation

```
data lp1;
input tahun lp1 EnsoJan EnsoFeb EnsoMar EnsoApril;
datalines;
1990 64791 -0.02 0.23 0.24 0.24
1991 60935 0.44 0.21 0.03 0.2
1992 72249 1.84 1.91 1.61 1.36
1993 68102 0.12 0.25 0.44 0.81
1994 68252 0.03 -0.13 0.05 0.12
1995 59509 0.98 0.73 0.41 0.15
1996 70096 -0.83 -0.87 -0.6 -0.42
1997 70920 -0.61 -0.36 -0.19 0.25
1998 58295 2.53 2.14 1.45 0.78
1999 70234 -1.67 -1.31 -0.97 -0.94
2000 68917 -1.92 -1.53 -1.14 -0.77
2001 65555 -0.83 -0.61 -0.38 -0.26
2002 64754 -0.07 0.23 0.1 0.16
2003 67098 1.19 0.77 0.59 0.03
2004 71932 0.17 0.14 -0.12 0.06
2005 62672 0.53 0.24 0.33 0.29
2006 70069 -0.93 -0.64 -0.65 -0.19
2007 43869 0.69 0.09 -0.04 0
2008 60004 -1.86 -1.89 -1.15 -0.95
2009 71707 -1.03 -0.68 -0.55 -0.27
2010 63232 1.5 1.22 1.08 0.59
2011 76670 -1.64 -1.27 -0.98 -0.76
2012 75828 -1.08 -0.69 -0.58 -0.39
;
proc robustreg method=m data=lp1;
model lp1 = EnsoJan EnsoFeb EnsoMar EnsoApril /
diagnostic leverage;
id tahun;
run;
```

Lampiran 7B Program SAS Regresi Robust M-Estimation

```
data lp2;
input tahun lp2 EnsoMei EnsoJun EnsoJul EnsoAgus;
datalines;
1990 14271 0.21 -0.07 0.03 0.23
1991 18287 0.5 0.71 0.7 0.62
1992 16174 1.14 0.37 0.31 -0.18
1993 15739 0.97 0.63 0.33 0.02
1994 16243 0.19 0.34 0.13 0.53
1995 29479 -0.12 -0.06 -0.21 -0.49
1996 16584 -0.48 -0.33 -0.13 -0.26
1997 18269 0.75 1.29 1.7 2.02
1998 29458 0.62 -0.93 -1.28 -1.33
1999 23343 -0.88 -1.05 -0.87 -1.23
2000 18961 -0.73 -0.62 -0.5 -0.37
2001 24805 -0.25 0.03 0.1 0.05
2002 24770 0.3 0.78 0.76 0.97
2003 26747 -0.48 -0.17 0.21 0.03
2004 28061 0.21 0.11 0.47 0.72
2005 28671 0.35 0.4 0.25 0.06
2006 31192 0.06 0.2 0.13 0.4
2007 52100 -0.28 -0.1 -0.43 -0.62
2008 47108 -0.67 -0.48 -0.03 0.03
2009 51050 0.18 0.47 0.72 0.71
2010 61869 -0.17 -0.65 -1.13 -1.32
2011 48536 -0.43 -0.18 -0.26 -0.64
2012 48912 -0.05 0.31 0.53 0.73
;
proc robustreg method=m data=lp2;
model lp2 = EnsoMei EnsoJun EnsoJul EnsoAgus / diagnostic
leverage;
id tahun;
run;
```


Lampiran 7C Program SAS Regresi Robust M-Estimation

```
data lp3;  
input tahun lp3 EnsoSept EnsoOkt EnsoNov EnsoDes;  
datalines;  
1990 3058 0.03 0.29 0.07 0.34  
1991 9256 0.35 0.94 1.21 1.8  
1992 5442 -0.24 -0.35 -0.14 0.16  
1993 3718 0.2 0.24 0.26 0.19  
1994 5082 0.28 0.8 1.22 1.3  
1995 5266 -0.76 -1.02 -0.99 -1  
1996 5825 -0.37 -0.45 -0.46 -0.55  
1997 5519 2.21 2.54 2.67 2.69  
1998 10811 -1.11 -1.35 -1.47 -1.78  
1999 8090 -1.01 -1.05 -1.53 -1.67  
2000 6705 -0.51 -0.73 -0.87 -0.98  
2001 6460 -0.17 -0.1 -0.2 -0.4  
2002 4561 1.11 1.36 1.62 1.52  
2003 5873 0.24 0.5 0.4 0.32  
2004 6630 0.75 0.69 0.66 0.74  
2005 7238 -0.09 0.06 -0.31 -0.68  
2006 8332 0.62 0.78 1.08 1.19  
2007 10895 -0.95 -1.47 -1.59 -1.6  
2008 10780 -0.28 -0.36 -0.35 -0.83  
2009 12001 0.75 0.94 1.54 1.72  
2010 22316 -1.65 -1.68 -1.58 -1.62  
2011 12720 -0.74 -0.97 -1.05 -1.04  
2012 9094 0.51 0.29 0.36 -0.11  
;  
proc robustreg method=m data=lp3;  
model lp3 = EnsoSept EnsoOkt EnsoNov EnsoDes / diagnostic  
leverage;  
id tahun;  
run;
```

Lampiran 8A Output SAS Regresi Robust M-Estimation dan Identifikasi *Outlier Leverage* Periode 1

| Parameter Estimates | | | | | | | |
|---------------------|------------|-----------------|-----------------------|------------|---------------|----|--|
| Estimate | Error | Standard Limits | 95% Confidence Square | Pr > ChiSq | Chi-Parameter | DF | |
| Intercept | 1 66040.54 | 1188.135 | 63711.84 68369.24 | 3089.51 | <.0001 | | |
| EnsoJan | 1 -18105.1 | 5148.632 | -28196.2 -8013.97 | 12.37 | 0.0004 | | |
| EnsoFeb | 1 17149.07 | 8645.542 | 204.1164 34094.02 | 3.93 | 0.0473 | | |
| EnsoMar | 1 3452.030 | 10399.03 | -16929.7 23833.76 | 0.11 | 0.7399 | | |
| EnsoApril | 1 -926.614 | 6347.216 | -13366.9 11513.70 | 0.02 | 0.8839 | | |
| Scale | 1 4331.167 | | | | | | |

| Diagnostics | | | | | | |
|-------------|----------|-------------|----------|------------|----------------|-----|
| tahun | Distance | Mahalanobis | | Robust MCD | | Obs |
| | | Distance | Leverage | Residual | Robust Outlier | |
| 3 1992 | | 2.8338 | 4.8858 | * | 0.5702 | |
| 4 1993 | | 2.7457 | 4.0336 | * | -0.1897 | |
| 9 1998 | | 2.6852 | 3.8674 | * | -0.6745 | |
| 18 2007 | | 2.7862 | 3.7086 | * | -2.5592 | |
| 19 2008 | | 2.9058 | 4.3156 | * | -0.9722 | |

| Goodness-of-Fit | |
|-----------------|----------|
| Statistic | Value |
| R-Square | 0.3394 |
| AICR | 30.7798 |
| BICR | 37.6623 |
| Deviance | 4.1241E8 |

Lampiran 8B Output SAS Regresi Robust M-Estimation dan Identifikasi *Outlier Leverage* Periode 2

| Parameter Estimates | | | | | | | |
|---------------------|--------------------|-----------------|-----------------------|------------|---------|-----------|-----|
| Estimate | Error | Standard Limits | 95% Confidence Square | Pr > ChiSq | Chi- | Parameter | DF |
| Intercept | 1 30078.58 | 3332.992 | 23546.03 | 36611.12 | 81.44 | <.0001 | |
| EnsoMei | 1 -13541.0 | 9437.081 | -32037.3 | 4955.376 | 2.06 | 0.1513 | |
| EnsoJun | 1 19404.72 | 20098.96 | -19988.5 | 58797.96 | 0.93 | 0.3343 | |
| EnsoJul | 1 -13737.7 | 23372.93 | -59547.7 | 32072.43 | 0.35 | 0.5567 | |
| EnsoAgus | 1 -2547.63 | 14688.34 | -31336.2 | 26240.99 | 0.03 | 0.8623 | |
| Scale | 1 13114.27 | | | | | | |
| Diagnostics | | | | | | | |
| tahun | Robust Mahalanobis | | MCD | | Robust | | Obs |
| | Distance | Distance | Leverage | Residual | Outlier | | |
| 3 | 1992 | 3.0770 | 7.2372 | * | -0.1409 | | |
| 4 | 1993 | 2.1829 | 4.7243 | * | -0.6745 | | |
| 8 | 1997 | 2.5964 | 3.7687 | * | 0.1383 | | |
| 9 | 1998 | 3.5915 | 9.4962 | * | 0.3697 | | 21 |
| 2010 | 2.2128 | 4.3236 | * | 1.7702 | | | |
| Goodness-of-Fit | | | | | | | |
| Statistic | | | | Value | | | |
| R-Square | | | | 0.1663 | | | |
| AICR | | | | 27.0551 | | | |
| BICR | | | | 34.7050 | | | |
| Deviance | | | | 3.2724E9 | | | |

Lampiran 8C Output SAS Regresi Robust M-Estimation dan Identifikasi *Outlier Leverage* Periode 3

Parameter Estimates

| Estimate | Error | Standard Limits | 95% Confidence Square | Chi-Pr > ChiSq | Parameter DF |
|-----------|------------|-----------------|-----------------------|----------------|--------------|
| Intercept | 1 7354.227 | 666.1305 | 6048.636 8659.819 | 121.89 | <.0001 |
| EnsoSept | 1 1432.880 | 3871.326 | -6154.78 9020.540 | 0.14 | 0.7113 |
| EnsoOkt | 1 -7264.97 | 4640.768 | -16360.7 1830.768 | 2.45 | 0.1175 |
| EnsoNov | 1 6744.239 | 5198.157 | -3443.96 16932.44 | 1.68 | 0.1945 |
| EnsoDes | 1 -2077.43 | 3117.309 | -8187.24 4032.385 | 0.44 | 0.5051 |
| Scale | 1 | 2739.564 | | | |

Diagnostics

| | | Mahalanobis | | Robust | | Outlier |
|-----|-------|-------------|--------------|----------|-----------------|---------|
| Obs | tahun | Distance | MCD Distance | Leverage | Robust Residual | |
| 2 | 1991 | 2.8810 | 4.4271 | * | 1.3901 | |
| 5 | 1994 | 2.5714 | 4.9866 | * | -0.8720 | |
| 8 | 1997 | 2.8470 | 5.7847 | * | 0.3768 | |
| 15 | 2004 | 1.8986 | 3.9937 | * | 0.1095 | |
| 21 | 2010 | 2.5396 | 5.9441 | * | 4.5304 | * |

Goodness-of-Fit

| Statistic | Value |
|-----------|---------|
| R-Square | 0.1672 |
| AICR | 28.7191 |
| BICR | 37.6359 |
| Deviance | 1.648E8 |